

MNB Füzetek

2002/2

Benczúr Péter*:

A SZUVERÉN KÖTVÉNYEK BEN REJLŐ KOCKÁZATOK AZONOSÍTÁSA

2002. január

* Ezúton is köszönetet mondok az MIT "Macro Lunch", "International Breakfast", az MNB-ben és a Középeurópai Egyetemen tartott szemináriumok, a Global Development Network prágai műhelye, az EEA 2001. évi kongresszusa, az Econometric Society 2002. évi téli összejövetele résztvevőinek, valamint személy szerint Daron Acemoglunak, Ricardo Caballeronak, Rudiger Dornbuschnak, Mátyás Lászlónak, Dirk Niepeltnek, Simon Andrásnak, Szeidl Ádámnak és Vincze Jánosnak, javaslataikért és megjegyzéseikért. A fennmaradó hibákért csak magamra vethetek.

Online ISSN: 1585 5597

ISSN 1219 9575

ISBN 963 9383 08 2

Benczúr Péter: Közgazdasági főosztály, Kutatási osztály, munkatárs

E-mail: benczurp@mnb.hu

E kiadványsorozat a Magyar Nemzeti Bankban készült elemző és kutató munkák eredményeit tartalmazza, és célja, hogy az olvasókat olyan észrevételekre ösztönözze, melyeket a szerzők felhasználhatnak további kutatásaikban. Az elemzések a szerzők véleményét tükrözik, s nem feltétlenül esnek egybe az MNB hivatalos véleményével.

Magyar Nemzeti Bank
1850 Budapest
Szabadság tér 8-9.
Tel: 302-3000
<http://www.mnb.hu>

Összefoglalás

A tanulmány a keményvalutákban kiadott államkötvények kockázatait azonosítja és különíti el egymástól: a kamatfelárakban implicit kockázati faktorokat tényleges valószínűségekkel, a különböző gazdasági fundamentumok kamatfelár-egyenletbeli magyarázó szerepét pedig ugyanezen változók kockázat-előrejelző erejével próbálja összhangba hozni. Ehhez előbb racionális várakozáson nyugvó kockázat-valószínűség előrejelzéseket épít a kamatfelár egyenletbe, majd azt az instrumentális változók módszerével becsüli. A túlidentifikációs teszt ekkor arról szolgáltat információt, hogy a kamatfelár magyarázható-e kizárólag az előrejelzett kockázati valószínűségekkel. 1975 és 1995 közötti, fejlődő országok által külső valutában kiadott kötvények áráira alkalmazva a módszert, az eredmény az, hogy a kamatfelárak magyarázhatók tényleges valószínűségekkel: a fundamentumok redukált alakbeli magyarázó ereje teljes mértékben leírható a visszamenetleges és likviditási kockázat-valószínűségek előrejelzésében játszott szerepükkel. Az eredmények emellett azonban arra is utalnak, hogy valutaválságok idején a kötvényárak jobban csökkennek, mint azt a kockázati valószínűségek növekedése indokolná.

Tartalomjegyzék

1. Bevezetés	5
2. Az empirikus elemzés alapjai	11
2.1. Az alap-specifikáció	11
2.2. A becslési stratégia: egy strukturális értékpapír-árazási regresszió	13
2.3. A felhasznált adatforrások	16
3. Eredmények	18
3.1. A vissza nem fizetés kockázata	18
3.2. A likviditási kockázat	23
3.2.1. Az eseményváltozók megválasztása	23
3.2.2. Eredmények	26
4. Az eredmények robusztussága	30
4.1. Más bal oldali változó	30
4.2. Különböző becslési módszerek	31
4.3. Különféle eseményváltozók	32
4.4. Az ország-specifikus tényezők finomítása	33
5. Összefoglalás és végkövetkeztetések	34
6. Függelék	37
6.1. A becslési módszer általános értelmezése	37
6.2. A túlidentifikációs teszt	38
6.3. A strukturált alak azonosíthatósága két kockázatváltozó esetén	39
Hivatkozások	40
Táblázatok	43

1. Bevezetés

Általános gyakorlat két kötvény hozamának különbségére úgy tekinteni, mint a piac "ítéletére" a két kifizetés relatív kockázatosságáról. Ez azonnal fölvet három fontos kérdést: Milyen kockázatok szerepelnek egy ilyen összehasonlításban? Helyesen érzékelik-e a piaci résztvevők ezeket a valószínűségeket? Vannak-e epizódok, amikor a kamatfelár jobban változik, mint amit a kockázati valószínűségek változása okoz?

Ezek a kérdések szorosan összefonódnak egymással: ha nem a megfelelő kockázatokat használjuk az elemzésben, nem fogjuk tudni eldönteni, hogy vajon a piac által vélt valószínűségek eltérnek-e a megfigyelt valószínűségektől. Másfelől pedig, nem lehet felismerni a kötvényárakban megjelenő kockázatokat és az azoktól való szisztematikus eltéréseket anélkül, hogy ne tételeznénk föl valamit arról, hogyan határozza meg a piac a valószínűségeiket.

A kötvények kockázatának egyik fő meghatározója az esedékes kifizetés megtagadása (az adós fizetéseképtelensége), ami vonatkozhat a kamatfizetésekre vagy a tőkerészre. Ez a bizonytalanság még kockázatmentes befektetők esetén is arra vezet, hogy egy "kockázatos" kötvény névleges hozama magasabb lesz, mint egy "teljesen biztonságos" kötvényé: a kedvezőtlen realizáció esetén elszenvedett veszteséget a kedvező eset nyeresége kompenzálja. Ezt a bizonytalanságot tömören vissza nem fizetési kockázatnak nevezhetjük; és általában véve is kockázatnak fogom nevezni a bizonytalanságok különböző formáit.

A kötvényvásárlók további kockázatoknak is ki lehetnek téve, például a rövidtávú kamatok vagy az infláció változásának. Ha két kötvény más valutában fizet, akkor az árfolyam-változás egy újabb kockázati tényező a kettő összehasonlításakor.

Országok esetén (és általában véve is) számos további elem befolyásolhatja a kölcsönzés feltételeit, mint például a hitelfelvevő reputációja, illetve különböző politikai vagy stratégiai szempontok (összefoglalóul lásd pl. Obstfeld és Rogoff (1996)). Ezeket az előbbi típusú kockázatoktól az különbözteti meg, hogy alapvetően egy alkufolyamat eredményeképpen épülnek be az árakba, és nem valami véletlen elem várható értékeként. Kötvények esetében, ahol a piaci résztvevők száma relatíve nagy és ugyanakkor méretük kicsi, ilyen tényezők kevésbé jellemzőek.

Mindezek a kockázati különbségek még kockázatmentes befektetők esetén is árkülönbségekhez vezetnek, hiszen az arbitrázsmentesség azt jelenti, hogy a várt hozam, minden lehetséges bizonytalanságot figyelembe véve, fog megegyezni a kötvényeken, de a névérték maga nem feltétlenül. A piaci viszonyok azonban időnként eltérhetnek az arbitrázsmentes-

ség referencia esetétől: korlátozott piaci részvétel, hitelkorlátok vagy információs problémák hatására a kötvény iránti kereslet nem mindig lesz vízszintes. Ezt szokták összefoglalóan a piac likviditásának hívni.

Ha ezek a piaci körülmények időben változatlanok, vagyis a piac a keresleti görbének mindig ugyanazon a szegmensén működik, akkor a likviditás a kötvény egy fix jellemzője lesz, és nem a véletlenszerűség egy újabb forrása. A piaci viszonyok azonban változhatnak: normál időkben egy hirtelen tranzakció igen kis árveszteséggel jár (a keresleti görbe vízszintes része), viharos időkben azonban szinte senki sem hajlandó kötvényt venni (a keresleti görbe emelkedő része).¹ Ha tehát előfordulhat, hogy a befektető a lejárat előtt kénytelen megválni a kötvénytől, akkor egy ilyen tranzakció várt vesztesége is beépülhet a kötvény eredeti árába.

Külső valutában kiadott szuverén kötvényeknél² egy valutaválság okozhat ilyen viharos időket (részletesebben lásd például Broner és Lorenzoni (2000)). Egy várt vagy realizált leértékelés jelentős veszteségeket okoz a *helyi* valutában kiadott kötvények tulajdonosainak. Egy ország külső és belső valutában kiadott kötvényeinek piacán nagyszámban közös befektetők vesznek részt, ezért a tényleges sokkot elszenvedő piac összeomlása a másik piacon is hirtelen tranzakciókhoz vezet. Ha a piacokon korlátozott a részvétel, és a befektetők nem tudnak korlátlanul friss forrásokhoz jutni, akkor a ténylegesen nem is érintett piacon is esni fognak az árak, jobban mint amit a kockázatok növekedése indokolna (már ha egyáltalán nőttek).

A tanulmány tehát a következőkre keresi a választ. Az első kérdés az, hogy a kötvények árkülönbségei teljes mértékig betudhatók-e a várt hozamok különbségének, a várt hozamok kiszámításához a kockázatok realizációjával összhangban lévő valószínűségeket használva. Másodszor, milyen kockázati tényezők jutnak szerephez egy ilyen kalkulációnál; és harmadszor, van-e a piaci viszonyoknak alkalmanként a kockázatokhoz képest plusz szerepük.

A felmerülő kockázatok számát minimalizálandó, a tanulmány elemzése fejlődő országok "kemény" valutában (többnyire dollárban) kiadott szuverén kötvényeit hasonlítja egy referencia hozamhoz. A referenciahozamnak hasonló lejáratú, megegyező valutában, de fejlett országok kormánya által kiadott kötvények kamatát használom (alapvetően az Egyesült Államok, Németország és Japán). Ezek a kötvények jó közelítéssel teljesen biztonságosnak tekinthetők.

¹Ez a jelenség hasonló a Fama és French (1998) által elemzett "distress" kockázati tényezőhöz.

²Például Brazília által kiadott dollárkötvények.

Mivel a fejlődő országbeli és a referencia kötvények ugyanazon (külső) valutában denomináltak, ezért hozamkülönbségükben nincs "tisztá" valutaárfolyam-kockázat. Láthatóvá válhat azonban a nagy árfolyamváltozások "fertőzősi" hatása, ami rávilágíthat a piaci viszonyok szerepére. A hasonló lejáratú "biztos" és kockázatos kötvények közötti hozamkülönbség a kamatkockázatot is jelentősen csökkenti: elméletben legalábbis, a befektetők rövid pozíciót véve amerikai államkötvényben, hosszú pozíciót tartva mondjuk brazil dollárkötvényben, tisztán realizálhatják a kamatkülönbséget, függetlenül a kamatszint alakulásától.

A tanulmány célja a külső valutában kiadott kötvények kamatfelárait a vissza nem fizetési és az empirikusan még csak kevésbé ismert likviditási kockázattal³ magyarázni, szétválasztani a két tényezőt egymástól, és eldönteni, hogy vajon bizonyos időszakokban a kamatfelárak nagyobb mértékben változnak-e, mint a kockázatok változása indokolná.

Ehhez fejlődő országok kötvényárfolyamait és adósságfizetési adatait tartalmazó, közepes méretű, éves frekvenciájú historikus mintát használok. A megközelítés tisztán racionális, kockázatsemleges, de esetlegesen hitelkorlátokkal szembesülő befektetői környezetet tételez fel, ahol a kötvényár, illetve a kamatfelár a különféle kockázatok (bizonytalanságok) várható értékétől függ,⁴ de a korlátolt piaci részvétel és a hitelkorlátok időnként eltéríthetik az árakat a hozamok várható értékeitől.

Pusztán előrejelző vagy leíró szempontból teljesen elegendő lenne azt megtudni, hogyan befolyásolják a kibocsátó (az én esetemben: az ország) gazdasági, politikai stb. jellemzői (fundamentumok) a kamatfelárat. Ez, az irodalomban szokásos megközelítés⁵ feltételez egy összefüggést a vissza nem fizetés valószínűsége és a kamatfelár között, valamint a fundamentumok és a vissza nem fizetés valószínűsége között. A kettőt egymásba helyettesítve, a fundamentumok és a kamatfelár közötti közvetlen összefüggést lehet becsülni.

Azonban mindig több információ, fundamentum található, mint amennyit egy konkrét ökonometria specifikáció tartalmaz, és számos esemény, vagy akár "mendemonda" is befolyásolhatja az árakat. Így az elemző sohasem lehet biztos abban, hogy az adott specifiká-

³Léteznek a likviditásról elméleti tanulmányok, mint például Grossman-Miller (1988); valamint empirikus tanulmányok is, de az utóbbiak elsősorban az amerikai államkötvényeket elemzik. Például Redding (1999), Amihud-Mendelson (1991), Bradley (1991) és Hirtle (1988). Benczur (2001) részletesebben ismerteti ezeket az eredményeket. Pástor-Stambaugh (2001) részvényhozamokat vizsgál, egy piac-szintű likviditási kockázat figyelembevételével.

⁴Pontosabban fogalmazva: a referencia kötvényekhez képesti különbségektől. Mivel a fejlődő országok által kiadott kötvényekhez képest az amerikai államkötvények bármiféle kockázatosága elhanyagolható, ezért a kamatkülönbség gyakorlatilag a fejlődő országok kötvényeinek a kockázatát magát mutatja.

⁵Többek között: Edwards (1986), Stone (1991), Ozler (1993). Egy ezektől eltérő, ám mégis rokon cikk Standard and Poor's CreditWeek (1999): itt azt elemzik, hogyan befolyásolják a fundamentumok a hitelminősítéseket.

cióban az egyes fundamentumok miért kapnak bizonyos előjelű és nagyságú együtthatókat, más fundamentumok figyelembevételével az eredmények mennyire változnának; és mindezekelőtt, vajon racionális-e a talált hatás. Még ha a specifikáció helyes is, az eredmények oksági értelmezése akkor is kérdéses: a megközelítés ugyanis implicite felteszi, hogy egyetlen kockázati forrás van, és minden információ ennek a valószínűségén keresztül épül be az árba. Az adott kereten belül ezen két feltevés helyessége nem tesztelhető: például nem lehet eldönteni, hogy a válság indikátor esetleges pozitív hatása egy tényleges kockázati valószínűség változásából adódik, vagy befektetői túlreagálást, esetleg a piaci viszonyok változását, vagy pusztán irracionálitást takar.

A tanulmány alapgondolata az, hogy a fundamentumok hatásait a különböző kockázatok előrejelzett valószínűségével hozza kapcsolatba. Ez egy strukturális megközelítést ad: a fundamentumok a kockázatok valószínűségét vagy nagyságát befolyásolják, segítenek előre jelezni, majd a kamatfelárat magát már csak az előrejelzett kockázati valószínűségek, várható értékek határozzák meg. A fundamentumok továbbra is hatnak a kamatfelárra, de immár láthatóvá válik, hogy miért és hogyan: az előrejelzett valószínűségeken keresztül.

Elvileg akár a kockázattellenességet is kezelni lehetne, egy előrejelzett kovariancia (vagy egyéb, magasabb momentum) szerepeltetésével: az ugyanis szintén egy feltételes valószínűség. Egy ilyen változónál azonban igen problematikus lehet a pontos realizációkat megfigyelni vagy meghatározni, ezért erre nem is tettem kísérletet.

Ez a módszer tehát választ adhat mind a három felvetett kérdésre: Egyfelől el tudja dönti, a kamatfelárok valóban a megfigyelésekkel összhangban előrejelzett valószínűségektől függenek-e, vagy bizonyos fundamentumok a valószínűségeken keresztüli hatásukon túl is befolyásolják a kötvényárakat. Másodszor, hogy vajon elegendő-e a vissza nem fizetési és a likviditási kockázat a várt hozam jellemzésére, és mi ezek relatív nagysága és fontossága. Harmadszor, vannak-e olyan időszakok, amikor a kamatfelár változása nagyobb annál, mint amit a kockázati valószínűségek növekedése indokolna, az arbitrázs korlátait mutatva.⁶

A megközelítésem közeli rokonságban áll a racionális várakozások tesztelésének jól ismert módszereivel (például Mishkin (1983), Attfield, Demery és Duck (1985), és különösen

⁶ Ezek az epizódok természetesen értelmezhetők irracionális pánikként, vagy a vissza nem fizetési kockázat szisztematikus túlértékeléseként. Különféle viselkedési magyarázatok helyett inkább a racionális de esetleg korlátozott piac keretében próbálok maradni.

Wickens (1982)). Az

$$s = \alpha + \beta R + \lambda_{def} E[d|Z] + \lambda_{liq} E[l|Z] + \lambda_{cri} c + \varepsilon_1$$

strukturális egyenlet határozza meg a kötvények kamatfelárát, ahol Z az árazáskor rendelkezésre álló információ (fundamentumok), c egy valutaválság-indikátor, R a referencia kamatláb; míg d és l jövőbeli vissza nem fizetési és illikviditási változók. A feltételes várható értékeik (valószínűségeik) ugyan nem figyelhetők meg, de vannak adataink a realizációikra. Egy lehetőségként felírhatunk egy előrejelző egyenletet, majd az abból becsült értéket helyettesítjük a kamat egyenletbe. Ehelyett azonban inkább magukat a realizációkat szerepeltettem a kamat egyenletben. Ez egy azonosítási problémát okoz: mivel a realizációk korreláltak az előrejelzési hibával, ezért d és l nem merőlegesek a hibatagokra. A megoldást az jelenti, hogy az árazáskor rendelkezésre álló információ (Z) helyes instrumentumokat ad.

Az eljárás egy másik megközelítésben is értelmezhető. Ekkor az

$$s = \alpha' + \beta' R + \Gamma Z + \delta c + \varepsilon_2$$

redukált alak előrejelző erejét akarjuk azzal magyarázni, hogy R , c és Z a különféle kockázatok valószínűségét jelzi előre. A túlidentifikációs teszt ekkor központi szerephez jut, ugyanis azt teszteli, hogy az információ csak a kockázati valószínűségeken keresztül hat-e az árakra, vagy egyéb csatornákon keresztül is. Az utóbbi esetben a kamatfelár-különbségeket nem tulajdoníthatjuk kizárólag a kockázatoságok eltérő nagyságának.

A módszer alkalmazhatóságának fontos feltétele az, hogy kellően hosszú idősorunk legyen az előrejelzett esemény(ek) tényleges realizációjáról: ekkor ugyanis megfigyelhető és formálisan előrejelezhető az a véletlen változó, amit a piac még nem ismert az árazáskor. Az adataim bő húsz évet ölelnek föl, és a választott kockázati események viszonylag nagyszámú bekövetkezését tartalmazzák. Ez ha meg nem is szünteti, de várhatóan jelentősen csökkenti a pezó-probléma típusú becslési nehézségeket.

A vissza nem fizetési kockázatra egy, az általános fizetési nehézségeket mérő változót használok: adósságkönnyítés vagy átütemezés a külső államadósság bármilyen formáján, a megfigyeléstől számított öt éven belül. Legsikeresebb illikviditási (nyomott piaci körülmények) mérőszámnak a kamatfelár öt évre előremutató tapasztalati szórása bizonyult.

Röviden összefoglalom az eredményeket. A fundamentumok kamatfelárakra gyakorolt ha-

tása magyarázható a valószínűségi előrejelzések segítségével, tehát a kamatfelárak jellemezhetők "tényleges" kockázati valószínűségekkel. Ha a vissza nem fizetési kockázat, a referencia kamat és ország-specifikus hatások szerepelnek a jobb oldalon, a túlidentifikációs teszt elfogad.

A teszt azonban elutasít, ha a valutaválság indikátor is szerepel az instrumentumok között; ami arra utal, hogy valutaválságokkor a kamatfelárak jobban emelkednek, mint azt a vissza nem fizetési kockázat növekedése indokolná. A túlidentifikáció újbóli elfogadásához az szükséges, hogy vagy a válság változó szerepeljen a jobb oldali változók között is – ekkor tehát a vissza nem fizetési kockázat és a piaci viszonyok határoznák meg a kamatfelárat –, vagy a likviditási kockázat (jövőbeli volatilitás). Ez az utóbbi eredmény a "krízis hatást" a likviditási kockázat növekedésével magyarázza.

Bár ebben az esetben a válság változó már nem nélkülözhetetlen a túlidentifikáció elfogadásához, együttthatója nagy és szignifikáns marad akkor is, amikor mind ez a változó, mind pedig a likviditási kockázat szerepel a jobb oldalon. Ez a teljes specifikáció a kamatfelár egy robosztus és kauzális leírását adja: a kamatfelár alapvetően a vissza nem fizetés és az illikviditás kockázatát jelenti, ám válságok idején ez a kapocs meglazul.

A vissza nem fizetést, árvarianciát, referencia kamatot, a valutaválság változót és ország-specifikus hatásokat tartalmazó specifikáció a következő eredményeket adja. A vissza nem fizetési kockázat átlagosan 27% a teljes kamatfelárból. Mivel az ország-specifikus konstansok szintén adódhatnak kockázati megfontolásokból, ez a 27% várhatóan egy alsó becslés. Ha a jövőbeli fizetési nehézségek valószínűsége 10 százalékponttal nő, akkor a kamatfelár 6.5 bázisponttal növekszik. Ez azt jelenti, hogy bár a kamatfelár nem túlságosan érzékeny a vissza nem fizetés előrejelzett valószínűségére, átlagban azonban jelentős tényező a vissza nem fizetési kockázat. Egy likviditás-jellegű kockázat (jövőbeli áringadozás) adja a kamatfelár domináns részét, 60%-kal. A kamatfelár 79 bázisponttal emelkedik válságok idején (a valószínűségeket fixen tartva), ami a mintaátlagban 6%-ot jelent (a válság versus nem-válság különbséget tekintve, ez az additív hatás több mint 50%). A fennmaradó 7% a referencia kamatból és a konstansokból származik. A referencia kamat együttthatója meglepő módon negatív, és ez az eredmény a specifikáció bármilyen változtatásakor is megmarad: a referenciakamat 1 százalékpontos emelkedése a szuverén kötvények elvárt hozamait csak 72-87 bázisponttal emeli. A konfidencia intervallum azonban majdnem tartalmazza az egyet, így ezt az eltérést elsősorban a kötvényhozamok számításakor fellépő pontatlanságoknak tulajdonítom. Az ország-specifikus hatások átlagban majdnem teljesen kioltják a referencia

kamat hatását. Mindezen eredmények robusztusságát is megvizsgáltam számos alternatív specifikációban, és semmi lényeges eltérést nem tapasztaltam.

A tanulmány az alábbi felépítést követi. A következő szekció vázolja az alapvető empirikus specifikációt, a becslési stratégiát, és az adatokat. A 3. szekció leírja és elemzi a fő eredményeket: az első alrészben a kötvényárakat kizárólag a vissza nem fizetési kockázattal próbálom leírni, míg a másodikban szerephez jutnak a piaci viszonyok és a likviditási kockázat is. Így még sikeresebben lehet a kötvények kamatfelárát tényleges kockázatokkal jellemezni, amely eredmények robusztussági vizsgálatát végzem a 4. fejezetben. A záró rész összefoglalja az eredményeket, levonja a főbb konklúziókat és lehetséges folytatási irányokat vázol; a Függelék pedig néhány további részletet közöl.

2. Az empirikus elemzés alapjai

2.1. Az alap-specifikáció

Minden j megfigyelés egy kötvény-felár adatot jelent, amely az $i(j)$ országhoz tartozik, a $t(j)$ évben. A megfigyelések némelyikéhez ennél részletesebb dátum adatok is tartoznak, de nem az összeshez. Mivel ország-fundamentumokból igen sok hiányozna, ha negyedéves frekvenciájú adatokkal akarnánk dolgozni, ezért az elemzés az éves szintnél marad.

Jelölje $p_j = E[d_{i(j)t(j)} | Z_{i(j)t(j)}]$ annak a $t(j)$ időpontbeli feltételes valószínűségét, hogy az $i(j)$ ország a jövőben valamilyen formában megtagadja a fizetést a kötvényein. Egy szelektív fizetés-megtagadás lehetőségétől most tekintsünk el. Ekkor a referencia kamatfeláregyenletem a következő:

$$s_j = r_j - R_j = \alpha + \beta R_j + \lambda p_j + \varepsilon_{1j} \quad (1)$$

Itt R_j a referencia kamatot jelöli, azaz egy fejlett ország hasonló lejáratú, megegyező valutanemben kiadott kötvényének a hozamát (például dollár kötvényekre az amerikai államkötvényekét).

Előfordulhat, hogy ugyanazon országnak egy bizonyos évben több kötvénye is forgalomban van, ekkor két különböző j indexű megfigyeléshez ugyanaz az i és t tartozik. Bár ezek a kötvények számos jellemzőjükben különbözhetnek egymástól (kupon mérete, az adott szériájú kötvények összmenyisége), ezek az adatok csak hiányosan állnak a rendelkezésemre. Ha a valutánemük különböző, akkor persze R_j különbözni fog; máskülönben viszont min-

den különbség csak a hibatagban jelenhet meg. Az a feltevés, hogy ezek a meg nem figyelt jellemzők függetlenek a fundamentumoktól és a kockázati valószínűségektől, nem tűnik elfogadhatatlannak.

A lineáris λp tag származhat a befektetők kockázat-semlegességéből és profit-maximalizálásából, abban az esetben, ha részleges vissza nem fizetés léphet fel a tőkerésznél, de a kamatnál nem:

$$(1 - p)(1 + r) + p(x + r) = 1 + R$$

alapján

$$r - R = p(1 - x). \quad (2)$$

Ekkor tehát kiszámítjuk a kamatfelárat és megpróbáljuk kapcsolatba hozni a várt (előrejelzett) vissza nem fizetési valószínűséggel.

Ha a vissza nem fizetés ennél bonyolultabban nyilvánul meg, akkor a kamatfelár (vagy a hozam és a kamatfelár hányadosa) és a valószínűség közötti kapcsolat kevésbé áttekinthető. A robusztusság vizsgálatról szóló részben megvizsgálom egy másik bal oldali változó szerepeltetését is, azonban a fő specifikációhoz ezt az egyszerű, kényelmes és bevett specifikációt használok. A kifejezés mindössze annyit hivatott megragadni, hogy a kamatfelár és a vissza nem fizetés valószínűsége között egy pozitív kapcsolat adható.

A ténylegesen becslésre kerülő változatban az R referencia kamat (és egy konstans) megjelenik a jobb oldalon is: R lehet az aggregált illikviditás proxy változója, vagy például a befektetők kevésbé készek kockázatos kötvényekbe fektetni, ha a biztonságos kötvények is elég magas nominálhozamot nyújtanak. Mivel R nemritkán szignifikáns is lesz – leginkább azonban a kötvényhozamok közelítő számítása miatt –, mindenképpen célszerű bevenni (1) jobb oldali változói közé.

A teljes specifikáció tartalmaz még egy második kockázati tagot, $E[l_{i(j)t(j)}|Z_{i(j)t(j)}]$ (időben változó illikviditás vagy piaci körülmények, mint a véletlenszerűség egy újabb forrása), az aktuális piaci viszonyok szerepét megragadó tényezőt (valutaválság, $c_j = c_{i(j)t(j)}$), és ország-specifikus $h_{i(j)}$ fix hatásokat:

$$s_j = \alpha + \beta R_j + \lambda_{def} p[d|Z]_j + \lambda_{liq} E[l|Z]_j + \lambda_{cri} c_j + h_{i(j)} + \varepsilon_{1j}.^7 \quad (3)$$

2.2. A becslési stratégia: egy strukturális értékpapír-árazási regresszió

A fő problémát az okozza, hogy a feltételes valószínűségek és várható értékek közvetlenül nem figyelhetők meg. Az irodalomban legelterjedtebb megoldás azt tételezi föl, hogy a vissza nem fizetés az egyedüli kockázat, és annak a valószínűsége a fundamentumok egy, a piac által ismert függvénye. Ezt behelyettesítve a kamatfelár egyenletbe, a kamatfelár és a fundamentumok között kapunk egy redukált alakú összefüggést.

A megközelítés fontos hiányossága, hogy a kamatfelár változásait egy az egyben a kockázati valószínűség változásának tulajdonítja. Ha egy fundamentum változik, az kizárólag a vissza nem fizetés közvetlenül meg nem figyelhető valószínűségén át hat a kamatfelárra.

Egy ilyen módszer eredménye nehezen értelmezhető, ha a kockázatnak több forrása is van, illetőleg a kamatfelárra a kockázati valószínűségeken kívül más tényezők is hatnak. Még fontosabb, hogy ebben a keretben nem tesztelhető az, hogy egy fundamentum bizonyos hatása konzisztens-e azzal, ahogy a fundamentum befolyásolja a visszafizetés tényleges alakulását. Végezetül, a becslés két, függvényalakra vonatkozó feltevésen alapul: egy a fundamentumok és a kockázati valószínűség között, a másik pedig a valószínűség és a kamatfelár között.

A probléma egy másik lehetséges feloldása az, ha a valószínűségekre magukra találunk közelítő változókat: a hitelminősítés például alkalmas lehet a vissza nem fizetés kockázatának a megjelenítésére. Becsülhetünk tehát a kamatfelár és a hitelminősítés között egy egyenletet, és megvizsgálhatjuk, hogy vajon a hitelminősítés elégséges statisztikája-e az árazáskor rendelkezésre álló információnak (Cantor-Packer (1996) egy ilyen megközelítést alkalmaz). Ez a módszer sem tudja azonban megválaszolni azt, hogy a hitelminősítés pontosan milyen kockázatot vagy kockázatokat fejez ki, és vajon helyesen foglalja-e össze a rendelkezésre álló információt.

Cumby-Pastine (2001) ugyanazon adós különböző kiadású, de azonos időben forgalomban lévő kötvényeit használja egy közös vissza nem fizetési valószínűség meghatározására. Eredményeik azt mutatják, hogy a különböző kiadású kötvények más és más valószínűségeket határoznak meg. Ez a megközelítés is problémákba ütközhet azonban akkor, ha a kockázatok több forrásból erednek, illetőleg ha bizonyos fundamentumok vagy események

szisztematikus extra hatással vannak a kamatokra.

Alternatív megoldásként a kockázati események realizációjára vonatkozó adatokat használók. A véletlen változók realizációi alapján ugyanis becsülhető a feltételes valószínűségük. Tegyük föl, hogy d_{it} feltételes valószínűségét a t -beli információk (R_{it} és Z_{it}) egy g függvénye határozza meg:

$$d_{it} = E[d_{it}|R_{it}, Z_{it}] + \varepsilon_{2it} = g(R_{it}, Z_{it}) + \varepsilon_{2it}. \quad (4)$$

Itt Z_{it} a fundamentumok egy halmazát jelenti, a t év elején elérhető információkat. Tehát ezek többnyire a $t - 1$ évre vagy még korábbra vonatkoznak. A Z_{it} változók megválasztását a későbbiekben részletesen ismertetem.

Bár g alakjáról alapvetően semmi információnk nincsen, az ε_{2it} előrejelzési hiba azonban definíció szerint merőleges az R_{it} és Z_{it} változókra. A kamatfelár egyenletet átírva:

$$s_j = \alpha + \beta R_j + \lambda g(R_{it}, Z_{it})_j + \varepsilon_{1j} = \alpha + \beta R_j + \lambda d_{i(j)t(j)} + \varepsilon_{1j} - \lambda \varepsilon_{2i(j)t(j)}. \quad (5)$$

A jobb oldalon felbukkant d_{it} eseményváltozó persze nem ortogonális a hibatagokra: ε_{2it} -re semmiképpen sem, és a hibatagok esetleges kovarianciája miatt ε_{1j} -re sem feltétlenül. Azonban a $\{Z_{it}, R_{it}\}$ változók közül bármelyik használható instrumentumként, amennyiben kellő előrejelző erővel bír: feltevés szerint korrelálatlanok a hibatagokkal, az előrejelző egyenlet alapján pedig korreláltak az eseményváltozóval.

Ily módon a specifikációt még túl is identifikáltuk, mi több, ez az értelmezés immár független az előrejelző egyenlet konkrét alakjától, és így a várható specifikációs hibáktól. Nem is kell becsülni magát az egyenletet: mindössze annyit kell használni, hogy bizonyos fundamentumok jelenlegi értékei korreláltak az esemény jövőbeli realizációjával, ezért helyes instrumentumokat adnak. Ha a rendelkezésre álló összes információnak csak egy részét használjuk, az sem vezet inkonzisztens becsléshez, mindössze a hatékonyságot befolyásolja.

Mivel az egyenlet túlidentifikált, elvégezhetjük ennek tesztelését: ez azt méri, hogy van-e a Z_{it} változók között olyan, ami esetleg szignifikáns közvetlen hatást gyakorol a kamatfelárra. A redukált alak miatt valamilyen hatásra mindenképpen számítunk, ám az lehet indirekt, a kockázati valószínűségen keresztül ható. Például a nagyobb növekedés csökkentheti a jövőbeni fizetési nehézségek valószínűségét, ezáltal csökkentve a kamatfelárat. Ha azonban ezen túl is van még befolyása a kamatfelárra (amit a kötvényeknél nem várnánk), akkor az

a túlidentifikáció elutasításából kiolvasható lehet.

Ha tehát a kockázati valószínűségen túl bármi más tényező is szerepet játszik a kamatfelár meghatározásában, és az szintén előrejelezhető (vagy legalábbis korrelált) a fundamentumok valamelyikével, akkor azon fundamentumok nem lesznek ortogonálisak az instrumentális változós becslés reziduálisára, és a túlidentifikációs teszt elutasít. Ugyanez a helyzet akkor is, ha a specifikációban használt esemény eltér a piac által használttól: az eltérés előrejelzett valószínűsége ekkor szintén a reziduálisba kerül, és korrelált a fundamentumokkal.

A teszt azonban akkor is elutasít, ha az előrejelzések racionalitására, illetve a kockázatsemlegességre tett feltevésünk volt helytelen: ha tehát a kamatfelárba nem a feltételes várható érték került, hanem valami más. Az eredményeim azonban azt mutatják, hogy a kockázatok kellően széles leírása, az aktuális piaci viszonyok (valutaválság) és ország-specifikus fix hatások szerepeltetése a kamatfelár elfogadható és robosztus leírását adja, a kockázatellenesség vagy a piacok irracionalitása nélkül is.

A módszer maga közeli rokonságban áll a racionális várakozások tesztelésének jól ismert gyakorlatával (például Mishkin (1983), Attfield, Demery és Duck (1985)). Wickens (1982) szintén a múltbeli változók instrumentumként való felhasználását javasolja, azonban kissé eltérő, és kevésbé általános körülmények között. A Függelék tartalmazza a módszerek szoros párhuzamba állítását, valamint a túlidentifikáció és az azonosíthatóság részleteit.

Az ismertetett eljárás egy alternatív értelmezése a következő. Induljunk ki abból, hogy bizonyos változók (Z_{it} , R_{it}) magyarázó erővel bírnak egy értékpapír empirikus árazási egyenletében (kötvény kamatfelára):

$$s_j = \alpha + \beta R_j + \Gamma Z_{i(j)t(j)} + \varepsilon_j. \quad (6)$$

Ez a felírás és megközelítés teljesen bevett az irodalomban (bár általában logisztikus és nem lineáris változatban). Ha azonban azt is meg akarjuk érteni, hogy ezek a fundamentumok miért hatnak a kamatfelárra, egy strukturált értelmezés szükséges. Tételezzük fel, hogy a kamatfelár valamilyen kockázati esemény (nulla-egy vagy akár folytonos típusú) várt veszteségét, költségét fejezi ki. Írjunk föl erre az eseményre egy racionális várakozású (lineáris) valószínűségi előrejelző modellt:

$$e_{it} = \alpha' + \beta' R_{it} + \Gamma' Z_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (4B)$$

Ha a kamatfelár valóban ezen esemény bekövetkezési valószínűségétől vagy várható nagyságától függ (lineáris módon), akkor a kamatfelárra

$$s_j = \alpha'' + \lambda'' E[e_{it}|R_{it}, Z_{it}]_j + \varepsilon_j'' \quad (5B)$$

teljesül.

Helyettesítsük a látens várható érték helyébe annak legjobb lineáris előrejelzését; illetve, egy robusztusabb értelmezésként, helyettesítsük a realizációt magát és használjuk az instrumentális változók módszerét. Ekkor

$$s_j = \alpha'' + \lambda'' (\alpha' + \beta' R_j + \Gamma' Z_{i(j)t(j)}) + \varepsilon_j''' = \alpha'' + \lambda'' e_{i(j)t(j)} + \tilde{\varepsilon}_j \quad (5C)$$

adódik. Ez a felírás azt jelenti, hogy R és Z magyarázó erejét az e eseménnyel való korreláltságuknak (előrejelző erejüknek) tudjuk be.

A gondolatmenetből az is látható, hogy egyedül a (3) árazási egyenletben van szükség a linearitás feltételezésére, de a (4) előrejelzési egyenlet tetszőleges lehet. Ez a nagyfokú általánosság alkalmassá teszi a módszert számos további értékpapír-árazási egyenlet becslésére, például a nemfedezett kamatparitás vizsgálatára.⁸

2.3. A felhasznált adatforrások

Adataim három fő forráscsoportból származnak. Az ország-specifikus illetve globális szintű gazdasági változók, nemzetközi kamatlábak forrásai az IMF "IFS" és a Világbank "World Development Indicators" kiadványai, valamint a FED weboldala. Sajnos a fejlődő országok adatai elég hiányosak – azokban az esetekben, ahol van kötvényár megfigyelésem, ott a szükséges éves fundamentum adatok sem hiányoznak, ám a negyedéves frekvencia már végzetesen csökkentené a minta méretét.

Az adósság-visszafizetési adatok (hátralék, átütemezés, adósság-elengedés) a Világbank "World Debt Tables" kiadványából származnak. Az adósság-elengedés változó csak 1985-től nem nulla, és olyan eseményt jelent, amikor az adósságállomány csökkent, akár közvetlen

⁸ A Benczur-Szeidl (2001) projekt pontosan erre a kérdésre kívánja alkalmazni a módszert: különböző valutában kiadott kötvények kamatkülönbségét elemzi. Ez a kamatkülönbség várhatóan az árfolyamkockázatból, a vissza nem fizetési kockázatból, valamint a likviditásból (piaci viszonyok) adódik. Az előzetes eredmények azt mutatják, hogy a valutaválságok itt is "extra hatással" bírnak.

elengedés, akár a fizetségek jelenértékét csökkentő átütemezés következtében. A "World Debt Tables" függelékében megtalálható az összes átütemezés és egyéb adósságkönnyítés, országonként, dátumokkal és mennyiségekkel is.

A kötvényárakat három helyről gyűjtöttem össze. Az egyik a Moody's "Bond Record" kiadványa, ami tartalmazza az USA-ban másodlagos forgalomban lévő szuverén kötvények árát és hozamát. Innen 1975-től 1997-ig terjedő adatokat tudtam gyűjteni. Sajnálatos módon a kiadvány 1990-től már csak az új kibocsátásokat közli, és ott is csak a kupon méretét, az eladási árát nem – mivel az addigi adatok alapján úgy tűnik, a kuponok nagysága nagyjából éppen fedezi a kibocsátáskor várt hozamot, így a hiányzó kibocsátási ár 100%-kal közelíthető.

A második forrás a Euromoney magazin, ami havonta közölte a friss kiadású eurokötvények kuponját és kibocsátási árát; sajnos csak 1987-ig bezárólag.

Az utolsó felhasznált forrás a "Moody's International Manual" évkönyv, ami sok esetben (többek között) ismerteti az országok új, vagy még éppen forgalomban lévő kötvényeit. Nem minden országra és időpontra közli ezt az adatot, egyes esetekben a kupon és az árfolyam (új kiadásoknál jellemzően 100% körüli) kerül közlésre, más esetekben csak a kupon.

Ezekből a nem teljesen tökéletes adatokból a következő egyszerű, ám átlátható és robusztus eljárással határoztam meg a kötvények hozamát és kamatfelárát. Adott T lejárat, r kuponméret és p ár mellett, a kötvény hozama közelítőleg $r + \frac{100-p}{T}$, a felár pedig $r + \frac{100-p}{T} - R_T$. Ha a lejárat hiányzott, azt a mintaátlaggal helyettesítettem, a hiányzó kibocsátáskori ár értékét pedig 100-zal (névérték). A referencia kamatnak a megfelelő valuta "anyaországának" a hosszúlejáratú (10 éves) államkötvény hozamát használtam ha a lejárat legalább 3 éves; egyébként a rövidtávú hozamot (1 éves).

A hiányzó ár- vagy lejáratidő adatokon túl, ez a közelítés két fő okból lehet pontatlan: az egyik, hogy lényegében egy lineáris közelítést használ, ami magas kamatok mellett már lényeges eltérést jelent; a másik pedig az, hogy a referencia kamat hozamgörbéje általában bonyolultabb az egyszerű rövid vagy hosszú távú kamat megkülönböztetéstől. A második probléma kiküszöböléséhez elvileg találhatunk adatokat, gyakorlatilag azonban nem. Így ehelyett inkább azt alkalmaztam, hogy csak a legalább három éves lejáratú kötvényeket vettem figyelembe, ahol a referenciakamat mondjuk öt vagy hét éves értéke között már nem túl jelentős a különbség.

A lineáris közelítés a hozam szisztematikus torzítását okozhatja: amikor a referenciakamat nő, a közelítési hiba is nagyobb lesz, ezért a számított hozam kevésbé nő mint valódi

értéke. Ez a regressziókban a referencia kamat együttthatóját lefelé fogja torzítani – és az eredmények is pontosan ezt mutatják (az együtttható szignifikánsan kisebb egynél). Sajnos azonban a hozamok pontosabb számítása várhatóan jelentősen felnagyítja az adatokban eleve is meglévő pontatlanságokat és zajt: például ha a jövőbeli kupon kifizetéseket újrabe-fektetve akkumulálni akarjuk, az eredmény igen érzékeny lesz a referencia hozamgörbéről tett feltevésekre. Ezen felül a megfigyelések száma is jelentősen csökkenne, mert a lejáratí idő feltétlenül szükséges egy ilyen számításhoz.

Amikor ezt az akkumulálási eljárást próbáltam alkalmazni, a referencia kamat együtttha-tója valóban elérte a "kritikus" 1 értéket – de csak akkor, ha a referencia hozamgörbét csak a diszkontáláshoz használtam, és a regresszióba magába a durva rövid vagy hosszú megkülön-böztetés került. Ha a becsült hozamgörbéből származó érték szerepelne a regresszióban is, az együttthatója még távolabb kerülne az egytől. Mindezeket annak a jeleként értelmezem, hogy a túl alacsony referencia kamat együtttható valóban a hozamszámítás pontatlanságaiból ered, azonban mégis célszerűbb a kevésbé precíz, ám legalább robusztus lineáris módszert követni, és esetleges alternatívákat csak a robusztusság vizsgálatakor tekinteni.

Ez a három adatforrás nagyjából 350 megfigyelést jelent, mintegy 100 ország-év cellá-ból. A fő specifikáció becsléséhez ezekből csak a hosszú lejáratúakat (legalább három éves) tartom meg, a hozam és felár-számítás problémáit enyhítendő. Szintén elhagyom azokat a megfigyeléseket, amik már lejárt de még vissza nem fizetett kötvényekhez tartoznak. Ez végül 266 megfigyelést ad, amely mintában a kamatfelár átlagos értéke 123 bázispont.

3. Eredmények

3.1. A vissza nem fizetés kockázata

Először (3) redukált alakjának becslési eredményeit ismertetem: ez az

$$s_j = \alpha_4 + \beta_4 R_j + \Gamma_4 Z_{i(j)t(j)} + \delta_4 H_{i(j)t(j)} + \varepsilon_{4j}$$

egyenlet becslését jelenti, ahol H_{it} ország-specifikus dummy változókat valamint egy valuta-válság indikátort (nagy leértékelődés, illetve egy fix vagy részben flexibilis árfolyamrendszer flexibilisebbé változtatása) tartalmaz. A Z fundamentumok között a következők egyszeres késleltetései szerepelnek (éves szinten): a valutatartalékok és az import hányadosa, az export és a GDP hányadosa, külső adósságállomány-GDP hányados, fizetési mérleg a GDP-hez ké-

pest (többször pozitív), növekedés (százalékban), egy főre jutó GDP (ezer dollárban), a fizetési nehézségek összesített száma 1970-től (hátralék, átütemezés, elengedés), az ország gazdaságföldrajzi régiójában hány országban vannak éppen fizetési nehézségek (a regionális hatás egy meglepően fontosnak bizonyult formája). Ezek a redukált alakú regressziók az ország kötvényein jelentkező kamatfelárat ("kockázati prémiumot") próbálják magyarázni. Az eredményeket az 1. táblázat első négy oszlopa tartalmazza.

A számok részletes elemzése és értelmezése helyett csak pár jelenségre hívnám fel a figyelmet. Az egyik a modellek illeszkedése: $R^2 = 0.2$ (az ország-hatások nélkül még kevesebb). Bár ez nem kiemelkedően magas érték, de keresztmetszeti jellegű mintánál mindenképpen azt jelenti, hogy a felhasznált változókban van magyarázó ereje a kötvényhozamokra.⁹ Ez azt is jelenti, hogy a kamatfelárak ugyan érzékenyek a fundamentumokra, de nem túlságosan nagy mértékben. Átlagosan azonban a fundamentumok mégis elég jelentős részét magyarázzák meg a kamatfelárnak. Mivel éves adatokat használunk, ez a viselkedés nem feltétlenül meglepő: az éves frekvenciájú fundamentumok variációja viszonylag kicsi, ezért csak kis részben magyarázhatják a kamatfelárak varianciáját.

Az egynél többszörös késleltetésű változók az illeszkedést alig érintik, ám a pontosságot jelentősen rontják. Ez a fundamentumok szomszédos évek közötti nagy korrelációjának tudható be. Ez a multikollinearitás a fő oka annak, hogy célszerűbb csak az egyszeres késleltetésű változókat használni.

Mivel a multikollinearitás az egyidejű de különböző fundamentumok között is számottevő lehet, így egyik konkrét pontbecslésnek sem érdemes túlzott jelentőséget tulajdonítani; ráadásul biztos, hogy a "valódi" egyenlet még több fundamentumot tartalmaz, így tehát a figyelembe nem vett változók okozta torzítást sem kerülhetjük el.

A további eredmények értelmezése miatt két konkrét együtthatót mégis kiemelnék: az egyik a válságindikátor szignifikáns pozitív együtthatója, a másik a referenciakamat meglepő negatív értéke. Bár ez utóbbi statisztikailag szignifikáns, ám a konfidencia intervallum majdnem tartalmazza a nullát. Ezt én úgy értelmezem, hogy az igazi együttható mindenképpen egy körüli, ám a hozamok közelítő számítása ezt az együtthatót lefelé torzítja. A robusztusságot vizsgáló részben ismertetek majd más hozamszámítási módszerből származó

⁹ Az alacsony R^2 nagyrészt annak tudható be, hogy egy adott ország-év cellához gyakran több kötvényár megfigyelés is tartozik, viszont a magyarázó változók ugyanazok maradnak, így a cellán belüli árkülönbségek teljesen a hibataragba kerülnek. Ha a cellánkénti átlagokra végeznénk hasonló regressziót (ami mindössze 71 megfigyelést jelentene, 11-21 magyarázó változó mellett), az illeszkedés jelentősen javulna (0.2-0.4-re). Maguk a becslések alig változnának, ami azt jelenti, hogy a kötvényárak cellákon belüli variációja közel független a magyarázó változóktól.

eredményeket is, azonban azok sem tudják a problémát teljesen megszüntetni.

Algebrailag a strukturált alakú eredmények ezeknek a redukált alakoknak az átfoglalmasából származnak: amikor a jobb oldalt $\alpha + \beta d_{it}$ -vel helyettesítem és instrumentumokat használok, akkor valójában az

$$\alpha_4 + \beta_4 R_t + \Gamma_4 Z_{it} + \delta_4 H_{it} = \alpha + \lambda(\alpha_2 + \beta_2 R_t + \Gamma_2 Z_{it} + \delta_2 H_{it}) + \delta H_{it}$$

paraméter-megkötést alkalmazom. Ez azt jelenti, hogy a valószínűség legjobb lineáris előrejelzésével megfogalmazott strukturális alak illeszkedése nem lehet jobb a redukált alakokénál.¹⁰ Ha azonban p nemlineáris, akkor a strukturális összefüggés erősebb lehet, mint amit a redukált alak mutat. Még így is indokolt az óvatosság az ország dummy változók nélküli eredmények értelmezésekor, mert azok redukált alakbeli illeszkedése elég gyenge.

Az instrumentumok túlidentifikációs tesztje azt méri, hogy ezek a megkötések mennyire teljesülnek; azaz elfogadható-e a redukált alak ilyen formájú átértelmezése. Amennyiben nem, akkor a prémium nem magyarázható a regresszióban szereplő kockázati eseménnyel magával. Esetleg a kockázat maga megfelelő lenne, csak a bekövetkezését mérő változó választása tökéletlen (tehát például a vissza nem fizetési kockázatba a hátralékokat is bele kell venni, nemcsak az átutemezést és elengedést stb.). Azonban az is lehetséges, hogy további kockázatokról van szó (nemcsak vissza nem fizetési, hanem likviditási); vagy stratégiai, politikai elemek közvetlenül is befolyásolják a kamatfelárat (például a múltbeli vissza nem fizetésért járó "büntetés" magasabb kamatokban nyilvánul meg). Banki kölcsönöknél ezek a nem tisztán valószínűség jellegű tényezők akár dominálhatnak is – a kötvények esetében ez kevésbé várható. A kérdés ebből a szempontból tehát az, hogy mennyire sikeresen lehet a prémiumot kizárólag tényleges kockázati valószínűségeknek betudni; és mint látni fogjuk, kötvények esetén a válasz pozitív.

Mielőtt a strukturált alakra vonatkozó eredményeket ismertetném, röviden ki kell térnem a regressziók első lépcsőjére: a valószínűségi előrejelző egyenletekre (a 1. táblázat 5. és 6. oszlopa) – amik valójában csak azt mutatják, mennyire korreláltak az instrumentumok az endogén eseményváltozókkal. Az eseményváltozók választását, átlagos értékeit a 3.2.1 szekció ismerteti.

Az eredmények egyik jellemzője az R^2 igen magas értéke. Tehát a használt instrumen-

¹⁰ A későbbiekben ismertetendő kétlépcsős becslések R^2 értékeit nem fogom közölni, mivel ilyen módszerek-nél az R^2 nem mérvadó az illeszkedés szempontjából. Ehelyett az összes regresszor együttes szignifikancia-tesztjének (F-teszt) a p-értékét fogom használni.

tumok elég jól korreláltak az előrejelzendő eseményekkel. Ez a jövőbeli válság indikátorával már kevésbé lenne így: az R^2 még az ország dummy változókat tartalmazó esetben is csak 0.35 lenne. Ez nem jelent meglepetést, hiszen a válságok általában elég rosszul jelezhetők előre.

A meglepően magas illeszkedések azonban a valóságosnál kedvezőbb képet mutatnak: ahhoz, hogy a magas R^2 értékét az instrumentumok és az események jó korreláltságaként értelmezhessem, megtartottam a kamatfelár adatokból következő esetleges többszörös ország-év cellákat. Ekkor az előrejelzéshez viszont bizonyos megfigyeléseket többször használok, ami jelentősen ám mesterségesen növeli az illeszkedést. Ezt ellenőrizendő, az előrejelzést elvégeztem az ország-év szerinti átlagokkal is, ami igen hasonló pontbecsléseket, és még magasabb R^2 -et eredményezett. Bár itt a kis mintaméret kérdőjelezi meg az illeszkedés értelmezését, azt mindenesetre kijelenthetjük, hogy a választott fundamentumok elfogadható előrejelző erővel bírnak a vissza nem fizetési és a jövőbeli variancia változókra.

A többszörös késleltetések az illeszkedést ugyan javítják, de sokkal jelentősebb az, amennyivel a pontbecsléseket megváltoztatják (multikollinearitás). Bár *jó* instrumentumokból többet alkalmazva a pontosság növelhető, de kis minta esetén a több instrumentum viszont növeli a becslések torzítottságát. Mindezek alapján a táblázatban szereplő fundamentumok egyszeres késleltetése alkalmas "középútnak" tűnnek a precizitás és a torzítás között. A robusztusság vizsgálatnál néhány ettől különböző instrumentum-választás eredményét is ismertetem.

A referencia kamat együtthatója magas és szignifikáns a variancia változó esetén: nagyobb referenciakamatok nagyobb áringadozásokkal járnak. Egy lehetséges magyarázat az, hogy a kamatemelkedés a már kézben lévő kötvényeknél árcsökkenést jelent, ezért a magasabb amerikai kötvénykamat a likviditást negatívan befolyásolhatja. A fő ok valószínűleg ismét csak a hozamszámításban keresendő: ha a közelítés hibája nagy, amikor a referenciakamatok nagyok, akkor a hozamokból számított variancia változó is nagyobb lehet ilyenkor.

A referencia kamat négyzetét, cenzorált vagy egyéb módosított változatát is bevéve a magyarázó változók közé, egyedül a referencia kamat együtthatója változna. Ez a közelítési hibára építő magyarázatot látszik alátámasztani. Egy lehetséges megoldásként a következőkben majd egy "módosított variancia" változót is fogok használni: ez úgy adódik, hogy a varianciából levonunk egy magas kamatszint indikátort (a redukált alakbeli 2.05 együtthatójával szorozva).

Az instrumentumok elfogadható minőségéről meggyőződve, rátérek a (3) strukturált

alak becslésére. A 2. táblázat specifikációja kizárólag a vissza nem fizetési kockázat valamilyen mérőszámát használja.

Az első oszlopban ez a változó a következő 5 évben összesen elengedett adósság és az adósságállomány hányadosa; a második oszlop a következő öt évben bekövetkező hátralék, átütemezés vagy adósságkönnyítés indikátorát használja; az utolsó három oszlop ehhez hasonló indikátort, csak a hátralékokat nem véve figyelembe (további diszkussziót a 3.2.1 szekció tartalmaz).

Az első két választás inszignifikáns együttthatókat ad, és bár a második oszlopban a túlidentifikációs teszt elfogad, de ott az illeszkedés kimondottan gyenge (az együttes szignifikancia p -értéke 0.39). A 3-5. oszlop együttthatói viszont szignifikánsak, értelmezhető előjelűek és stabilak: tíz százalékpontos növekedés az átütemezés vagy könnyítés valószínűségében a kamatfelárat 8.4 – 8.8 bázisponttal növeli. Ez ugyan nem túl nagy határ-hatás, azonban az átlagos hatás ennél jóval erősebb: a vissza nem fizetési változó mintaátlag 0.5, tehát az előrejelzett vissza nem fizetési kockázat mintegy 40 bázispontot jelent a kamatfelár 123 bázispontos mintaátlagából.¹¹

A határ- és az átlag-hatás ilyen éles nagyságrendbeli elkülönülése egyaránt vonatkozik a különféle fundamentum vagy kockázati változókra: nemcsak az itteni eredményeknél tapasztalhatjuk, hanem láttuk már a redukált alakoknál is, és az illikviditási változónál is ugyanez lesz a helyzet. A jelenség okát alapvetően a redukált alakban kereshetjük: ha a valószínűségeket fundamentumokkal akarjuk előrejelezni, de a kamatfelár nem túl érzékeny a fundamentumok változására, akkor a kamatfelár sem lehet túl érzékeny az előrejelzett valószínűségek változására. A korábbiakban már esett szó róla, hogy ez a redukált alakbeli mérsékelt érzékenység a felhasznált adatok nem túl magas frekvenciájára vezethető vissza.

A referenciakamatok együttthatója szintén meglepően stabil (-0.1) és szignifikáns. Az együtttható gyakorlatilag megegyezik a redukált alakban is látottal: mivel a vissza nem fizetési változó előrejelző egyenletében a referencia kamat nem volt szignifikáns, ezért a vissza nem fizetés valószínűségének szerepeltetése nem változtatja meg a referencia kamat együttthatóját. Ez tovább erősíti a referencia kamat rossz előjelű együttthatójának korábbi értelmezését, miszerint is ez a hozamok számítási pontatlanságából származik.

A legfontosabb eredmény a túlidentifikációs tesztre vonatkozik: ha az ország dummy

¹¹A (2) egyenletben ez az $x \approx 0,99$ választást jelenti. Ebben a szűk értelemben tekintve a vissza nem fizetést, a kötvényvásárlók a fizetési nehézségek realizálódása esetén sem számítanak nagymértékű veszteségre. Általánosabb vissza nem fizetés esetén az együttthatók nagyságrendje kevésbé könnyen értelmezhető.

változók is szerepelnek a jobb oldali változók között (tehát instrumentumként is), akkor a strukturált alak specifikációját elfogadhatjuk. Ez az eredmény a kamatfelárat a vissza nem fizetés valószínűségével, a referencia kamattal és ország-specifikus fix hatásokkal jellemzi. Ezen utóbbi tag jelenlétének egy következménye, hogy a különböző országok kamatfelárai összehasonlításából csak óvatos következtetéseket vonhatunk le a relatív kockázatosságokról. Azonban, mint majd látni fogjuk, ez a túlidentifikációs eredmény még nem robosztus, hanem további komponensek is szerepelnek a kamatfelárban.

3.2. A likviditási kockázat

3.2.1. Az eseményváltozók megválasztása

A két fő kockázati tényező egy visszafizetési nehézség és egy illikviditási esemény. Ezek előrejelzett valószínűségeit betéve a kamatfelár egyenletbe, tesztelhetővé válik, hogy valamelyikük (vagy a kettő együtt) elegendő-e a fundamentumoktól való függés megragadására; illetve, hogy válságok idején a kamatfelár nagyobb mértékben változik-e, mint azt a kockázati valószínűségek esetleges változásai indokolnák.

A kötvények vissza nem fizetésénél a választás távolról sem magától értetődő: a 70-es évek kezdete óta (ami az adatminta kezdete is) alig volt bármiféle fizetési probléma szuverén kötvényekkel, mint azt például a Standard and Poor's CreditWeek egy 1998-as cikke dokumentálja. Egy extrém megközelítés az is lehetne, hogy ha közel harminc éven át alig volt fizetésmegtagadás, akkor a becült valószínűség nulla, tehát a kötvényeken nincs vissza nem fizetési kockázat.

Ehelyett inkább egy minden típusú külső adósságformára vonatkozó indikátort használunk. A fejlődő országok között ugyanis igen gyakoriak voltak az adósságfizetési nehézségek, ám ezek szisztematikusan a banki kölcsönöknél jelentkeztek: fizetési elmaradások, átütemezések vagy akár vissza nem fizetések (többnyire adósságelengedések és nem megtagadások formájában). Mint az előző alrész mutatta, az öt éven belüli adósságkönnyítést vagy átütemezést megjelenítő változó sikeres választásnak mondható. Ennek a nulla-egy változónak a mintaátlaga 0.5.¹²

A választást, valamint annak sikerét a következő érvelés magyarázhatja. Amennyiben a kötvényeknek ez a megkülönböztetett visszafizetési fegyelme a piac számára nem volt

¹²Ez az érték első pillantásra igen magasnak tűnhet: figyelembe véve azonban azt, hogy ez öt éven belüli bekövetkezéseket jelent, egy fejlődő országokból álló mintában már távolról sem irreálisan magas.

előre látható (és a múltbeli adatok alapján ez a feltevés jogosnak látszik), akkor a bankkölcsönökre vonatkozó vissza nem fizetések a kötvények árazásakor figyelembe vett kockázati tényező realizálását is jelentik. Kissé eltérő indoklás lehet az, hogy amikor a banki kölcsönök vissza nem fizetése kérdésessé válik, akkor a kötvényeké is, csak kisebb mértékben; tehát a kölcsönök előrejelzett vissza nem fizetése a kötvények vissza nem fizetési valószínűségét jól közelíti. A túlidentifikációs tesztek eredményei azt mutatják, hogy ez a kockázati esemény jól használható a kötvényárak leírására, továbbá az együtthatója igen stabil és robusztus. Mindez megerősíti használatát.

A valutaválság változó a következő események valamelyikének bekövetkezését mutatja, az adott éven belül: egy legalább 50%-os árfolyam-leértékelődés, egy fix árfolyamrendszer lebegőre cserélése, egy menedzselt lebegő árfolyamrendszerből a teljesen lebegőre való áttérés. Bár ezek az epizódok nem feltétlenül esnek egybe a válságokkal, az eredmények mindenesetre azt mutatják, hogy a kötvényárak viselkedését jelentősen befolyásolta egy ilyen esemény. A valutaválság változó mintaátlaga 0.1. A robusztusság vizsgálatáról szóló rész ismertet pár további lehetséges választásból származó eredményt.

Végezetül pedig, mi lehet az "illikviditási eseményt" megjelenítő változó? Ha az illikviditási epizódokat részben a valutaválságok okozzák, akkor a jövőbeli valutaválság indikátora a jövőbeli illikviditást is mutatja. Ez a változó nem bizonyult szignifikánsnak, és a túlazonosítás szempontjából sem volt szerepe: ezt elsősorban annak tulajdoníthatjuk, hogy a válságok igen rosszul jelezhetők előre.

Valójában egy adósságválság is vezethet illikviditáshoz: a jövőbeli vissza nem fizetési esemény pozitív, stabil de viszonylag alacsony együtthatója ezek fényében akár a jövőbeli beszűkült piacok árcsökkenő hatását is jelentheti (realizálva, hogy az adósságválság a kötvények visszafizetését várhatóan nem érinti). Ez azonban azt is jelentené, hogy az aktuális vissza nem fizetési problémáknak szintén növelnie kellene a kamatfelárat, amit az eredmények nem támasztanak alá (további részleteket a 4.3 részt tartalmaz).

Egy másik, általánosabb likviditási indikátor maga a piac viselkedése. Bár az nem feltétlenül látható, hogy minek a hatására szűkült éppen be a kereskedés, azonban így a valutaválságoknál általánosabb illikviditási epizódokat is figyelembe vehetünk. Egy általánosabb érvényű illikviditási eseménynek pedig az előrejelezhetősége is jobb lehet.

A piac viselkedését alapvetően a kereskedés mennyiségére (heti, havi forgalom) vonatkozó megfigyelésekből, vételi-eladási árrekekből, vagy magukból az árakból olvashatjuk ki. Pástor-Stambaugh (2001) a piaci forgalmat használja a részvényárakban megjelenő likvi-

ditás megfogására. A kötvénypiacokon azonban sem mennyiségi, sem vételi-eladási árrés adatok sem gyűjthetők kellően hosszú időtartamban és széles körben – ami pedig elengedhetetlen az előrejelezhetőséghez. Egyedül tehát a kamatfelárakból magukból próbálhatunk valami illikviditási jelzöt kinyerni – ami viszont nehezen lesz elkülöníthető a vissza nem fizetési kockázattól.

Egy lehetőség az az esemény, amikor a kamatfelár (vagy a kamatfelár és a hozam hányadosa) "igen magasra" szökik, a vissza nem fizetési kockázattal magyarázható szinthez képest. Ez a szint szintén csak becsülhető, és egy ilyen becslés "újrafelhasználása" igen sok problémát jelenthet. Ennek áthidalására feltehető, hogy a kamatfelár igen magas értéke sohasem kizárólag a vissza nem fizetési kockázatból származik (egy esetleges valuta-, vagy adósságválság esetén sem túl valószínű, hogy a jó pár évvel később esedékes visszafizetés nagy veszélybe kerülne). Tehát az az esemény, hogy $\frac{r-R}{r}$ vagy $r - R$ bizonyos küszöbök fölé kerül az elkövetkező kettő (vagy több) év során, alkalmas lehet egy piaci illikviditás megfogására.

Többféle változatát is kipróbáltam ennek a változónak: különböző szinteket és időhorizontokat is tekintettem. Általában rossz előjel adódott, és többnyire nem is volt szignifikáns (nem bizonyult alkalmasnak az illikviditás és a vissza nem fizetés elkülönítésére). A rossz előjelre vonatkozó eredmény a következő, mechanikus kapcsolattal magyarázható: ha a kamatfelárak a közeljövőben emelkedni fognak, akkor várhatóan jelenleg az átlagos szint alatt vannak, tehát a jövőbeli nagy emelkedés valószínűsége negatívan hat a jelenlegi szintre.

Így egy másik likviditási változóval próbálkoztam, a kamatfelár előremutató tapasztalati szórásnégyzetével, az adott ország összes forgalomban lévő kötvényét beleszámítva. A legjobban teljesítő változat az 5-évre előremutató szórás, aminek az előjele szignifikáns, és maga a változó fontos szereppel bír a túlidentifikációs teszt elfogadásában. Ez az indikátor szintén a piacok volatilis epizódjait próbálja megragadni: ha a volatilitást nem pusztán a kockázati valószínűségek változása okozza, akkor a nagyobb volatilitás a piaci viszonyok nagyobb szerepét mutatja.¹³

¹³ Adhatunk ennél direktebb likviditási értelmet is ennek a változónak: éves szinten nagy szórású árak esetén jelentős annak a kockázata, hogy amikor a befektető esetleg kénytelen likvidálni a befektetését, akkor az árfolyam éppen alacsony, és – éves szintű varianciáról lévén szó – nem tud addig várni, mire újra kellően magas lesz. Tehát igazából a közepes frekvenciájú ingadozásnak kell magasnak lennie, a rövidtávúnak pedig alacsonynak: ekkor áll fenn a veszély, hogy az ár éppen alacsony, és a magához térésére akár hónapokat is kell várni. Itt a likviditás alapvetően mint a befektetési horizont bizonytalansága jelenik meg. Általánosabban fogalmazva, a likviditás úgy értelmezhető, hogy a visszafizetés eloszlása nem elégséges az árazáshoz, hanem a bizonytalanság feloldásának időbeli lefolyása is számít. A Benczur (2001) tanulmányban részletesebben vizsgálom ezt a kérdést.

Elvileg megtehető, hogy a likviditási eseményt külön értelmezem minden egyes kötvényre: tehát egy l_{itj} változó kerül a regresszió jobb oldalára. A viszonylag szerény méretű mintát figyelembe véve, ezzel nem kísérleteztem.

3.2.2. Eredmények

Ebben az alrészben azt vizsgálom, hogy az illikviditási kockázat és a piaci viszonyok (speciálisan, a valutaválságok) is szerephez jutnak-e a kamatfelár meghatározásánál. Az eredményeket a 3. táblázat tartalmazza, ahol a specifikációban a következő változók (vagy egy részhalmazuk) szerepelnek: vissza nem fizetési indikátor, különféle illikviditási változók, a referencia kamat, egy valutaválság indikátor, és ország-specifikus konstansok.

A különböző eredmények részletes tárgyalása előtt kiemelnék két közös érdekes eredményt. Az egyik a referencia kamatláb szignifikánsan negatív együtthatója (-0.1 és -0.3 között). Ezt az eddigiekben a kötvényhozamok közelítő számításából adódó hibákkal magyaráztam. Az eredmények itt is látható stabilitása tovább erősíti azt az értelmezést, miszerint is a számítási hiba alapvetően csak a referencia kamattól függ, és viszonylag független a fundamentumoktól, vissza nem fizetési kockázattól és valutaválságoktól. Mint már korábban láttuk, a variancia tagot szintén érinti ez a közelítő számítás, ami a 4.-6. oszlop még negatívabb referencia kamat együtthatójában jelenik meg.

A másik közös eredmény a vissza nem fizetési esemény szignifikáns pozitív együtthatója, 0.65 és 1.29 között. Ez a kicsi, de szignifikáns szám azt mutatja, hogy a kötvényfelárak valóban függenek az előrejelzett vissza nem fizetési valószínűségtől, bár számos további tényező is szerephez jut meghatározásukkor. A következőkben részletesen látjuk majd, hogy ez az együttható nem is annyira kicsi: mintaátlagokat tekintve, a vissza nem fizetési kockázat a kamatfelár 27%-át adja (a referencia kamat és az ország-specifikus konstansok kiküszöbölése után).

Az 1. oszlop megismétli a 2. táblázat 3. oszlopának becslését, a valutaválság indikátort is szerepeltetve az instrumentumok között. Az együtthatók ugyanazok maradnak, ám a túlidentifikációt elvetjük a 10%-os szinten. A valutaválságok redukált alakban látott szignifikáns hatását tehát nem tulajdoníthatjuk teljesen a vissza nem fizetési valószínűség változásának. A 2. oszlopban láthatjuk, hogy a válság változó szerepeltetése a jobb oldalon visszaállítja a túlidentifikáció elfogadását; együtthatója 0.75, igen szignifikáns.

Ez tehát azt mutatja, hogy válságok idején a kötvények felárai jobban nőnek, mint a vissza nem fizetés előrejelzett valószínűsége. A jelenség magyarázatára több lehetőség is

kínálkozik: egyik, hogy a kamatfelár egy másik kockázati tényezőtől is függ, és annak a valószínűsége nő meg válságok idején. Egy másik egy racionális, de hitelkorlátokkal szembesülő befektetői környezetet tételez föl, például korlátolt piaci részvételt és közös befektetőket a fejlődő ország belső és külső valutában kiadott kötvényeinek piacán. Felmerülhet egy harmadik, a másodiktól empirikusan csak nehezen elkülöníthető magyarázat is: ez arra épít, hogy a piaci résztvevők válságokkor szisztematikusan túlbecsülik a vissza nem fizetés kockázatát, legalábbis a később realizálódó fizetési nehézségek gyakoriságához képest. Ennek egy változata lehet az is, ha a kötvényekre vonatkozó "tényleges" vissza nem fizetési esemény valószínűsége válságokkor sokkal jobban megnő, mint az általános vissza nem fizetése.

Az első magyarázat szerint a válság hatás eltűnik, ha ezt a megfelelő kockázatot tartalmazza a specifikáció; míg a másik kettő mindegyikében megmarad az extra válság hatás.¹⁴ A 3.-6. oszlopok ezeket a magyarázatokat próbálják szembesíteni az adatokkal.

A 3. oszlop megerősíti, hogy a válságok gyenge előrejelezhetősége pontatlan eredményekhez vezet: a válság valószínűség együttthatója negatív és inszignifikáns; a vissza nem fizetési együtttható növekszik, és a direkt válság hatás eltűnik. Az ország-specifikus hatások elhagyásával, vagy az instrumentumok megváltoztatásával a helyzet azonban teljesen megváltozik; mindezek alapján ez a specifikáció a pontatlanság tényén túl nem tartalmaz érdemleges információt.

Számos további válság vagy piaci viszony indikátorral is kísérleteztem (a kötvényárak jövőbeli összeomlása, a kamatfelár tapasztalati szórása, IMF egyezmények, különféle árfolyam-rendszer váltások), és a tapasztalati szórás változó kivételével mindegyik a jövőbeli válság változóhoz hasonló vagy még rosszabb eredményekhez vezetett. A variancia tag sikere (mint azt az 5. oszlopban láthatjuk) azt mutatja, hogy a piaci viszonyok jövőbeli alakulása befolyással van a jelenlegi kamatfelárra, ám ehhez a piaci viszonyokat a válságoknál általánosabban kell tekintenünk.

A következő lépés az, hogy a direkt válság-hatást helyettesíteni tudó kockázati tényezőket keressünk (az első magyarázatnak megfelelően). Az előző felsorolásból ismét csak a kamatfelár varianciája bizonyul erre alkalmasnak. A 4. oszlop mutatja, hogy ennek az együttthatója szignifikánsan pozitív, nagy, és helyettesíteni tudja a direkt válság hatást: a túlidentifikációs teszt elfogad a válság indikátor nélkül is.

¹⁴A második magyarázatból elvileg az is következik, hogy a kamatfelárban szerepel egy jövőbeli válság-valószínűség jellegű tag, hiszen a racionális befektetők realizálják, hogy a jövőbeli válságokkor veszteségek érhetik őket ezen a piacon is. A harmadik magyarázat mellett ilyen tag nem szerepel. Mivel a válságok nehezen jelezhetők előre, így ez a megkülönböztetés nemigen tesztelhető empirikusan.

Ez még nem jelenti azt, hogy a válság együtthatója nulla lenne, ha meghagynánk a jobb oldalon: az 5. oszlopban, ahol mind a két tag szerepel, a válság együtthatója 0.7 körüli marad, szignifikáns. A variancia tag is hasonló a 4. oszlop eredményéhez.

A 4. és 5. oszlop közös jellemzője, hogy a referencia kamat együtthatója tovább csökken. Ezt a variancia tag okozza: az előrejelző egyenletében ugyanis a referencia kamat együtthatója szignifikánsan pozitív. Tehát ha a variancia együtthatója pozitív a struktúrált alakban, akkor a referencia kamat együtthatója szükségképpen csökken. Amennyiben a referencia kamat hatása a varianciára jelentős részben a kötvényhozamok számítási pontatlanságából adódik, akkor az "igazi variancia" szerepeltetése kevésbé csökkentené a referencia kamat együtthatóját.

A 6. oszlop ebbe az irányba próbál elindulni: egy korrigált varianciát használ, ami az eredetiből úgy adódik, hogy az 1980 és 1985 közötti időszakban 2.06-ot kivonunk belőle (a referencia kamatok ezekben az években voltak a mintán belül a legmagasabbak, a 2.06 pedig ennek a dummy változónak a variancia előrejelzésére vonatkozó együtthatója). A referencia kamat együtthatója valóban a nulla felé mozdul el, a variancia tagé pedig növekszik. Számos további korrigált varianciát képezhetünk (a magas értékek trimmelésével, az eloszláson belüli magas értékekre vonatkozó dummy változó használatával stb.), amik hasonló eredményre vezetnek. A változások azonban mindegyik esetben elég kicsik.

Az eredmények tehát arra utalnak, hogy a kamatfelárakban szerephez jut egy további kockázati tényező is (első magyarázat), de válságok idején a kamatfelár a két valószínűség együttes változásánál is jobban növekszik (második és harmadik magyarázat). Ez az extra kockázat a jövőbeli piaci viszonyok alakulását jeleníti meg, részben a jövőbeli válságokat, de alapvetően egy ennél általánosabb piaci illikviditást.

Az egyes tényezők relatív nagyságát és fontosságát hozzávetőlegesen illusztrálандó, behelyettesítettem a mintaátlagokat az 5. oszlop specifikációjába – az endogén változókat előrejelzett értékükkel helyettesítve, amikor is a hibatag nélküli egyenlet egyenlőséggel teljesül:

$$\underbrace{\overline{kamatfelár}}_{1.23} = \underbrace{0.65 \cdot \overline{def}}_{\substack{\text{visszafiz.} \\ 0.33}} + \underbrace{0.24 \cdot \overline{variancia}}_{\substack{\text{árvariancia} \\ 0.74}} + \underbrace{0.79 \cdot \overline{válság}}_{\substack{\text{válság} \\ 0.079}} + \underbrace{2.37}_{\substack{\text{ország hatások} \\ 0.08}} - \underbrace{0.28 \cdot \overline{refer}}_{\substack{\text{korrekció}}}$$

A felbontás azt mutatja, hogy a referencia kamat miatti korrekció és az ország-specifikus

konstansok jelentős tényezők a kamatfelárban. A referencia kamat hatása várhatóan a hozamszámítás közelítési problémáiból adódik. Az ország-specifikus konstansok nagyságára azonban nincs kézenfekvő magyarázat: bár bizonyos (fel nem használt) fundamentumok lehetnek országokként fixek, ám akkor azoknak igen nagy hatással kell bírniuk a kockázati valószínűségeken felül. Az a tény, hogy a két hatás közel semlegesíti egymást, utalhat arra, hogy a kamat-korrektció valamelyest ország-specifikus. A 4.4 szekció elemzi az ország-hatásokat nagyobb mélységben.

A kamatfelár fennmaradó része (a referencia kamaton és az ország-hatásokon felüli) az időben és országokként változó kamatfelár: 1.15-ös átlagos értékéből 29% tulajdonítható a vissza nem fizetési kockázatnak, a variancia tag további 64%-ot jelent, és 7% a válság-hatás átlagos hozzájárulása.¹⁵

Mekkora ez az additív válság-hatás, a kockázati valószínűségeken válságokkor megfigyelhető növekedéshez képest? Mivel a válság indikátor szerepel a regresszió jobb oldalán, az előző átlag-dekompozíció megismételhető a válság és a nem-válság részmintákon. Ezután összehasonlíthatjuk az egyes tagokban válságokkor látható változást:

$$\underbrace{\Delta \widehat{\text{kamatfelár}}}_{0.84} = \underbrace{0.65 \cdot \Delta \widehat{\text{def}}}_{\text{vissza fiz.: } 0.11} + \underbrace{0.24 \cdot \Delta \widehat{\text{variancia}}}_{\text{árvariancia: } 0.5} + \underbrace{0.79 \cdot \Delta \widehat{\text{válság}}}_{\text{válság: } 0.79} + \underbrace{-0.16 - 0.28 \cdot \Delta \widehat{\text{refer}}}_{\text{összesen: } -0.56}.$$

A "korrigált kamatfelár" $0.84 + 0.56 = 1.4$ -del nő, amiből 0.11 (7.8%) a vissza nem fizetési kockázat változása miatti rész, 0.5 (35.7%) a variancia hozzájárulása (nagyobb jövőbeli árvolatilitás), de a fő hatás (56.5%) az additív tagból jön.

Mindkét kockázati valószínűség nő a válságperiódusokban: a válság és nem-válság átlagok különbsége 0.16 a vissza nem fizetési kockázat esetén (összehasonlításként: a teljes mintaátlag 0.5), és 2.08 a varianciára (a teljes mintaátlag 3.08). Válságok idején tehát a vissza nem fizetés előrejelzett valószínűsége megnő, ám a közeljövőbeli árvolatilitás növekedése ennél lényegesen nagyobb. Bár az additív válság-hatás tulajdonítható a kamatfelár és a vissza nem fizetési valószínűség közötti nemlineáris kapcsolatnak, az eredmények erősen arra utalnak, hogy nem a vissza nem fizetési kockázat az egyedüli tényező a kamatfelárban.

¹⁵ A 2. oszlopban (vissza nem fizetési kockázat és a válság indikátor) ennek a "korrigált kamatfelárnak" az átlagos értéke 0.46, a 4. oszlopban (vissza nem fizetési és likviditási kockázat) pedig 1.08. A 2. oszlop irreálisan alacsony 0.46-os értékéből 0.38 (83%) a vissza nem fizetési kockázat részesedése; ez a 4. oszlopban 0.34 (31%). A vissza nem fizetés abszolút hozzájárulása a 3. oszlopban a legmagasabb: ott az együtthatója 1.29, és a részesedése 0.65 (65 bázispont). Mindegyik esetre elmondható, hogy a vissza nem fizetési előrejelzés fontos, de nem az egyedüli meghatározója a kamatfelárnak.

A táblázatban látott eredmények alapján leszűrhető, hogy a (3) specifikáció elfogadható, a redukált alak magyarázható két esemény valószínűségével (vissza nem fizetés és likviditás), a referencia kamattal és ország-specifikus konstansokkal. Válságok idején azonban a kamatfelár a valószínűségek által implikálnál nagyobb mértékben növekszik. Racionális de hitelkorlátokkal szembesülő befektetők mellett ez egy árfolyam-kockázat jellegű tényezőt jelent a külső valutában kiadott kötvények piacán is. Bár ezt a hatást az adatokban nem sikerült kimutatni, a variancia tag (általános likviditás) várhatóan ilyen befektetői megfontolásokat is takar.

4. Az eredmények robosztussága

Ebben a szakaszban röviden összefoglalom különféle alternatív specifikációk eredményeit, a számok részletes közlése nélkül.

4.1. Más bal oldali változó

A hozamszámításra a lineáris $r - R + \frac{100-p}{T}$ formula helyett a következő módszert alkalmaztam: a rövid- és hosszú távú referencia kamatokra egy közelítő hozamgörbét illeszték, és az ebből kapott kamatokkal határozom meg a fejlődő ország kötvényén felhalmozódó kifizetéseket (azt tételezve fel, hogy a kifizetett kuponokat tehát a referencia papírba fektetik vissza). Ezt a végső kifizetést és a kezdeti árat felhasználva, megkapható az átlagos éves hozam, amiből a megfelelő lejáratú időhöz tartozó referencia kamatot kell kivonni.

Tökéletes adatok esetén az így számolt kamatfelár már helyes regressziós együtthatót szolgáltat a referencia kamatra nézve, hiszen a közelítési hibát elimináltuk. A tényleges adatokkal azonban, ha a fent leírt módszert szigorúan követjük, vagyis a referencia kamat helyébe is a hozamgörbéből adódó értéket tesszük, akkor annak az együtthatója még távolabb kerül a nullától. Ha a hozamgörbét csak a fejlődő ország kötvényhozamához használjuk, és a referencia kamatnak továbbra is a rövid- illetve hosszú távú kamatot tekintjük, akkor a kérdéses együttható lényegében nulla lesz. Mindez azt erősíti meg, hogy a lineáris közelítésnél valóban egy szisztematikus pontatlanság kerül a kamatfelárba, azonban a kellően precíz adatok hiányában ez a probléma nem orvosolható. Ugyanakkor a hiba alapvetően csak a referencia kamat együtthatójára van befolyással, ez az együttható változik a különböző esetekben, a többi pedig aránylag immunis erre a problémára.

A további együtthatókat is összehasonlítva az eredetivel (akár a hozamgörbét teljesen,

vagy a csak részben használó esetben), a következő általános jellemzők adódnak. A minta lényegesen kisebb lesz (180 körül), ezért az eredmények megbízhatósága kérdéses. Mivel a kamatfelár átlagos értéke nagyobb, ezért ez valamelyest nagyobb vissza nem fizetési, valutaválság és variancia együtthatót eredményez. A variancia tag újfent határozottan negatívvá teszi a referencia kamat együtthatóját. A jövőbeli válság rossz előjelű és inszignifikáns marad. A túlidentifikációhoz az összes tényezőre szükség van: ország-specifikus konstansok, referencia kamat, válság indikátor, vissza nem fizetési és illikviditási kockázat.

Ha a p valószínűségű vissza nem fizetés a teljes kifizetésre vonatkozik, akkor a kamatfelár $r(1 - p) = R$ alapján $\frac{r-R}{r} = p$ teljesül. Ebben az esetben tehát a kamatfelár és a hozam hányadosa szerepel a bal oldalon, míg a jobboldalon a referencia kamat, a különféle kockázatok realizációi, és ország-specifikus hatások. Ennek a specifikációnak azonban mind a redukált, mind a strukturált alakú eredményei igen gyenge illeszkedésűek és pontatlanok.

4.2. Különböző becslési módszerek

Először a legkisebb négyzetek módszerét vizsgáltam meg, a hibatag korreláltságát tehát figyelmen kívül hagyva. A klasszikus mérési hiba tulajdonságainak megfelelően a kockázatok együtthatói kisebbek lettek. A vissza nem fizetési kockázat továbbra is szignifikáns maradt, a variancia tag azonban nullává vált. Az exogén változók közül a referencia kamat a nulla felé mozdult el, míg a válság indikátor nem változott.

Következő lépésként az instrumentumok halmazát változtattam, a két extrém eset között: egy éppen identifikált rendszer (két instrumentum), amitől kevésbé pontos ám kevésbé is torzított eredményeket várhatunk, illetve egy nagy instrumentum halmaz, ami javítja a pontosságot, de nem túl nagy minták esetén a legkisebb négyzetes becslés felé torzítja az eredményeket (további referencia és diszkusszió az Angrist, Imbens és Krueger (1999) tanulmányban található).

Az éppen azonosított rendszerre vonatkozó eredmények viszonylag érzékenyek voltak a két instrumentum megválasztására: bár az eredmények többsége az eredetihez hasonló előjelű és nagyságú maradt, bizonyos esetekben az előjelek megváltoztak. A becslések hibái valóban igen nagyok lettek, összességében azonban a számok elég hasonlóak maradtak a kiindulási eredményekhez.

Amikor nagyszámú instrumentumot használtam a becsléshez (további fundamentumok, mint például a beruházások növekedése, a magánszférának nyújtott hitel és a GDP aránya; vagy különféle idő-specifikus hatások), az eredmények alig változtak. A vissza nem fizetési

és a válság indikátor csak kis mértékben mozdult el, a variancia együttható kissé csökkent, míg a referencia kamat együtthatója közelebb került a nullához. A szignifikancia szintje a válság indikátor esetében nőtt, a többi változónál csökkent. A túlidentifikációs teszt minden esetben elfogadott, bár a teszt ereje kérdéses, ha nagyszámú instrumentummal és kicsi mintával dolgozunk.

Az eredmények tehát a következő általános képet mutatták: a legkisebb négyzetes számok kisebbek az instrumentálásoknál; és a minimális instrumentumhalmaz eredményei jobban eltérnek a legkisebb négyzetektől, mint a nagy halmaz eredményei. Az első jelenség a sztenderd mérési hiba tulajdonságaival vág össze: az endogén változó negatívan korrelál a hibataggal, ezért a legkisebb négyzetek becslés túl kicsi. A második pedig úgy értelmezhető, hogy kis minták esetén a sok instrumentumot használó becslés torzított a legkisebb négyzetek irányába (ismét lásd az Angrist, Imbens és Krueger (1999) tanulmányt). Az általam használt közepes mennyiségű instrumentum jó középútnak tűnik a kisebb torzítás (éppen identifikált) és nagyobb pontosság (sok instrumentum) között.

4.3. Különféle eseményváltozók

A 3. táblázatban már szerepelt többféle fizetési nehézség változó. Itt nem az esemény meghatározásából, hanem a bekövetkezés időhorizontjából adódó különbségeket vizsgáltam először. Ha 5 év helyett 3 éven belüli realizációt tekintek, az lényegében semmilyen változást nem okoz. 10 évre emelve ezt a határt már szinte az összes megfigyelésnél 1 lesz a változó értéke, így a regresszió nem hordoz információt.

Hasonlóak mondhatók el az amúgy sem túl jól bevált "alacsony jövőbeli árak" indikátorról: akár az alacsonyság küszöbértékét, akár a bekövetkezés időhorizontját változtattam, nem kaptam szignifikáns eredményt vagy változást.

Az ár-variancia változóval is végeztem néhány kísérletet: az 5 éves periódus helyett 3 éves illetve a minta által megengedett legmesszebbig számolt variancia, különféle korrigált változatok, illetve az 5-éves variancia eloszlásának felső 10 vagy 25%-os percentilisére vonatkozó dummy változó. Egyik választás sem vezetett jelentős változáshoz, bár az együtthatók általában kissé csökkentek. A 3-éves verzió az 5-évesnél kisebb és kevésbé szignifikáns variancia együtthatót eredményezett, a korrigált változatok többnyire inszignifikánsnak bizonyultak. A dummy változók együtthatói szignifikánsak voltak (a pontbecslés 1.2 volt a 25%-os esetben, 1.7 a 10%-ra), és a túlazonosítás szempontjából az eredetivel megegyezően fontosak.

Végezetül a jelenlegi és jövőbeli válság indikátorára is különféle változatokat próbáltam ki. Először egy jelenlegi vissza nem fizetési változót szerepeltettem a jobb oldalon: ez egy már lezárt átütemezési vagy elengedési tárgyalást jelent, tehát exogénnek tekinthető a t időpontban. Ez a változó teljesen inszignifikáns, valamelyest cáfolva azt az értelmezést, hogy a fizetési nehézségek is a piaci körülményeken keresztül hatnak a kamatfelárakra. Ezután a különféle árfolyamrendszer váltásokra szerepeltettem dummy változókat (például a szabad lebegésből a menedzselt lebegésbe). Ezek a változók nemigen adtak további magyarázó erőt a nagy leértékelés eseményhez képest: bár némelyikük szignifikánsnak bizonyult (például a szabad lebegésből a menedzseltbe), ám ezek a mintában igen erősen korreláltak a leértékelődésekkel. Jövőbeli értékeikre is hasonló teljesült: akárcsak a jövőbeli leértékelődés változónál, ezeknél is többnyire rossz előjelű és inszignifikáns az együttható.

4.4. Az ország-specifikus tényezők finomítása

Megvizsgáltam, hogy az ország-specifikus hatások vajon jellemezhetők-e az országok hosszú távú hiteltörténetével, a Lindert-Morton (1989) tanulmány adatai felhasználásával. A hiteltörténetben a következő változók szerepeltek: kötvények vissza nem fizetése a 19. – korai 20. században (1930-ig); vissza nem fizetés a 30-as években; az olyan évek száma amikor volt nem törlesztett kötvénye az országnak; egy "új szuverén" dummy (függetlenség elnyerése a II. Világháború után, illetve az ekkor a szocialista blokkba belépő országok).

Ezekből a változókból egyedül a 30-as évekbeli vissza nem fizetés bizonyult szignifikánsnak, sőt, ebben az esetben a túlidentifikációs teszt elfogadott, ha az ország-specifikus konstansok csak instrumentumként szerepeltek. Tehát ez a változó össze tudja foglalni az országok fix jellemzőit. Részletesebben belenézve azonban az látható, hogy a mintában három ország szerepelt a 30-as években nem fizetők között: Argentína, Magyarország és Uruguay; és a túlidentifikációs eredményért egyedül Argentína felelős. Ha megnézzük, hogy mely országok dummy változói játszhatnak ehhez hasonló szerepet a túlidentifikációban, akkor ez Argentínát és Brazíliát jelenti. Tehát az ország-specifikus konstansok valószínűségeken felüli hatása alapvetően egy Argentínára és Brazíliára vonatkozó külön bánásmód (az előbbire kedvezőbb, az utóbbira kedvezőtlenebb). Ez értelmezhető úgy, hogy a mintában szereplő vissza nem fizetési megfigyelések (vagy általában a kockázatok) súlyát Argentína esetében a piac lefelé korrigálta, míg Brazília esetében fölfelé.

A robosztusság-vizsgálatok eredményei elég egybehangzóan azt mutatták, hogy a referencia specifikáció számai és eredményei nem esetlegesek. Bár a becslési hibák gyakran

nőttek, de maguk a becült értékek többnyire csak alig változtak; és egyik esetben sem váratlan, a vonatkozó ökonometriai tapasztalatoknak ellentmondó irányban.

5. Összefoglalás és végkövetkeztetések

A tanulmány célja az volt, hogy eldönthessük: az egyes gazdasági fundamentumok kötvény-kamatfelárakra gyakorolt hatását magyarázhatjuk-e kizárólag valamiféle kockázati valószínűségek (konkrétan: vissza nem fizetési és likviditási kockázat) előrejelzésében betöltött szerepükkel, és hogy bizonyos epizódokban (valutaválságok idején például) jobban változnak-e a kamatfelárak, mint amit a valószínűségek változása implikál. Ehhez a következő struktúrált formájú egyenletet becsültem:

$$s = \alpha + \beta R + \lambda_{def}d + \lambda_{liq}l + \lambda_{cri}c + \varepsilon_1.$$

A jobb oldalon szereplő változók közül c egy válság indikátor; míg d és l egy vissza nem fizetési illetve likviditási kockázati esemény jövőbeni realizációja (a teljes specifikáció még ország-specifikus fix hatásokat is tartalmazott). A helyes specifikációban a kockázatok előrejelzett értékei, azaz az árazáskor ismert információ szerinti feltételes várható értékei szerepelnek. A realizáció azonban megegyezik a feltételes várható értékének és egy előrejelzési hibának az összegével, ezért a tényleges realizációk korreláltak az előrejelzési hibával. Így d_{it} és l_{it} nem merőlegesek a fenti specifikáció hibatagjára, azonban minden olyan változó, ami már ismert volt az árazáskor, felhasználható mint instrumentum.

Elvileg a referencia kamatláb, R , szintén kihagyható az egyenletből és instrumentumként használható, azonban az összes esetben szignifikáns és negatív volt az együtthatója. Ezt a váratlan előjelű eredményt elsősorban a hozamok közelítő számításával hozhatjuk kapcsolatba.

Az imént vázolt eljárás tehát az

$$s_j = \alpha' + \beta' R_j + \Gamma Z_{i(j)t(j)} + \delta c_{i(j)t(j)} + \varepsilon_{2j}$$

redukált alak prediktív erejét az R_j , c_{it} és Z_{itj} (fundamentumok) kockázat-előrejelző képességével, valamint egy plusz válság-hatással próbálja magyarázni. Ha a túlidentifikációs teszt elfogad, akkor ez az átértelmezés elfogadható; ellenkező esetben viszont még további tényezők is vannak a kamatfelárban.

Tömören fogalmazva elmondható, hogy a strukturált forma konzisztens a redukált formával: ha a strukturált alakban a vissza nem fizetési kockázat, a referencia kamat, az ország dummy változók és a válság indikátor szerepelnek, a túlidentifikációs teszt elfogad; ugyanez mondható akkor, ha a válság indikátor helyett egy likviditás jellegű eseményt szerepeltetünk (a jövőbeni árvariancia). A második esetben is igaz, hogy a válság indikátor együttthatója nagy és szignifikáns, bár a túlidentifikációhoz nem nélkülözhetetlen. Ezek az eredmények azt mutatják, hogy a külső valutában kiadott szuverén kötvények kamatfelárát a vissza nem fizetési kockázat, likviditási kockázat, egy extra válság-hatás, valamint különféle kiigazítások (a referencia kamat és az ország-specifikus hatások – amik átlagban közel kioltják egymás hatását) határozzák meg. Általában igaz, hogy a kockázati valószínűségek határ-hatása kicsi (a kamatfelár gyengén reagál az előrejelzett valószínűségek változására), de átlagosan viszont a kockázati tényezők a kamatfelár igen nagy részét teszik ki. Ez abból fakad, hogy az éves frekvenciájú fundamentumok variációja nem elég nagy (a kamatfelár variációjához képest), így a fundamentumokkal előrejelzett valószínűségek variációja sem elég nagy.

A referencia specifikációm tehát a következő magyarázó változókat tartalmazta: egy vissza nem fizetési indikátor (öt éven belüli adósság-átütemezés vagy könnyítés), egy likviditási kockázatot reprezentáló tag (a kamatfelár 5-éves előreutató tapasztalati szórása), egy valutaválság indikátor, a referencia kamat és ország-specifikus fix hatások.

A következő eredmények adódtak: Mintaátlagokat tekintve, a kamatfelár nagyjából 27%-a tulajdonítható a vissza nem fizetési kockázatnak. Ha ennek a becsült valószínűsége 10 százalékponttal nő (mintaátlag 50 százalékpont), az 6.5 bázisponttal emeli a kamatfelarat.

A kamatfelár további 60%-a magyarázható ország-specifikus likviditással, ami a kötvényárak jövőbeni ingadozásának előrejelzett értékeként került figyelembe vételre. Ha ez a várt variancia 0.5-del nő (a mintaátlag 3.09), a kamatfelár 12 bázisponttal emelkedik. Ennek a változónak a kamatfelár magyarázatban mutatott sikere mindenképpen figyelemreméltó, és más árazási egyenletek becslésénél is szerepet játszhat, mint a jövőbeli likviditást (volatilis piaci viszonyokat) megjelenítő tag.

A valutaválság indikátor együttthatója 0.79. Ez a tag átlagosan csak 7%-át adja a kamatfelárnak, azonban a válság és nem-válság részminták átlagos különbségében már több mint 50% a hozzájárulása. Ezek szerint tehát válságok idején a kamatfelár nagyobb mértékben növekszik, mint ami a kockázati valószínűségek változásából következne. Ez számos módon értelmezhető, utalhat például befektetői irracionalitásra (túlreagálás), a kockázattellenesség hirtelen megnövekedésére, de származhat a helyi valutában kiadott kötvénypiac sokkjának

átgyűrűzéséből is, racionális de hitelezési korlátokkal szembenező befektetők esetén.

A kamatfelár megmaradt része (6%) a referencia kamat és az ország-specifikus konstansok együttes hatása. Ez a két tényező külön-külön igen nagy, azonban előjelük ellentétes. A referencia kamat együtthatója szignifikánsan negatívnak bizonyult, amit leginkább a kötvényhozam számításában alkalmazott lineáris közelítés hibáinak tulajdoníthatunk. A mintaátlagok tekintetében az ország-specifikus konstansok a referencia kamat hatását közel teljesen kioltják, ez azonban nem feltétlenül jelent bármiféle kauzalitást.

Az alap specifikáció eredményeivel különféle robusztussági vizsgálatokat is elvégeztem. Összességében elmondható, hogy a robusztussági vizsgálatok során az eredmények nem mutattak semmi meglepő vagy váratlan változást, és az eltérések többnyire kicsik és inszignifikánsak voltak. Így tehát eredményeim egy stabilnak bizonyuló módon azonosítják és választják szét egymástól a kötvény kamatfelárakban megjelenő vissza nem fizetési és likviditási kockázatot, valamint egy további válság-hatást.

Véleményem szerint a téma és módszer számos további kutatási lehetőséget teremt és tartogat. Az utóbbi vonulatot tekintve, egy irány a kockázati események minél pontosabb megismerése, leírása. Ez elsősorban persze adatkérdés: részletes gazdasági-politikai események, kötvényjellemzők (lejárat, tényleges visszafizetés, kuponméret, a piac nagysága stb.), és általában véve, minél inkább egyes kötvényeket tartalmazó panelszerű adathalmaz. A tanulmányozott időszakról nehéznek tűnik ilyen adatok szerzése, bár brazil, mexikói és venezuelai havi dollárkötvény árakhoz sikerült hozzájutnom, egy esetleges további vizsgálat céljából.

Egy másik folytatás annak magyarázatát jelenthetné, miért "omlik össze" (válk nagyon viharossá) időnként ezeknek a szuverén kötvényeknek a piaca, míg más (normál) időkben rendesen működik; és az összeomláskor miért nincs senki, aki élhetne ezzel az arbitrázs lehetőséggel, s egyben az összeomlás mértékét is csökkentené. Egy magyarázó tényező rejtőzhet az információszerzés időnkénti felgyorsulásában (pl. krízisek idején), ami a közeljövőbeni árak várt varianciáját is növeli. Ez a kutatás akár gazdaságpolitikai tanácsokat is eredményezhet azt illetően, milyen "likviditás menedzsmenttel" lehet a kibocsátási kamatfelárakat csökkenteni.

Végezetül, a kifejlesztett empirikus módszert számos más értékpapír-árazási kérdés vizsgálatára is fel lehet használni; illetőleg az itt sikerrel szerepelt várt árvariancia tag más hasonló egyenletekben is fontos szerephez juthat. Például össze lehet hasonlítani helyi és külső valutában kiadott kötvényeket, ahol az árfolyamváltozás jelenik meg új kockázatként,

és a fedezetlen kamatparitásban szereplő várt árfolyamváltozás is az itt alkalmazott instrumentális változók módszerével becsülhetővé. Egy piaci viszonyokat megjelenít tag itt is minden bizonnyal jelentős tényezőnek fog bizonyulni.

Másik lehetőség ugyanezt a módszert bankkölcsönök kamataira alkalmazni. Ott a kamatfelárak várhatóan nem pusztán az előrejelzett valószínűségektől függenek, hanem számos további (politikai, reputációs stb.) tényezőtől. A valószínűségi rész elkülönítésével éppen ennek az extra hatásnak a becslésére nyílnak lehetőségek: a múltbeli fizetési történet redukált alakbeli hatása még nem feltétlenül jelent reputációs elemet, hanem csak akkor, ha a valószínűségeken túl is gyakorol hatást. A bankkölcsönöknél a felmerülő kockázatok köre limitáltabb, alapvetően csak a teljes vagy részleges vissza nem fizetés, illetve késedelmek jönnek szóba; ugyanakkor ezek mindegyike várhatóan külön eseményként jut szerephez.

6. Függelék

6.1. A becslési módszer általános értelmezése

Egy bizonyos változó (mondjuk X) egy másik (esetleg vektor) változó Y előrejelzésétől (feltételes várható értékétől) függ:

$$X_t = \alpha + \beta E[Y_t | Z_t] + \nu_t, \quad (7)$$

ahol Z_t az Y_t előrejelzéséhez felhasználható információ (tipikusan $t - 1$ idejű változók). Ezután megadunk egy előrejelző (feltételes várható érték) egyenletet:

$$Y_t = g(Z_t) + \varepsilon_t \quad (8)$$

és átírjuk (7)-et:

$$X_t = \alpha + \beta g(Z_t) + \nu_t. \quad (9)$$

Végül a (8) és (9) egyenleteket valami teljes információs, többnyire nemlineáris módszerrel becsüljük, általában GMM becsléssel.

Az (7) egyenlet redukált alakja

$$X_t = f(Z_t) + \eta_t. \quad (10)$$

Ez azt írja le, hogyan függ X_t a múltbeli információktól (Z_t), bármiféle oksági kapcsolat nélkül. Tételezzük most föl, hogy valami elmélet szerint Z_t teljes mértékben az $E[Y_t|Z_t]$ feltételes várható értéken keresztül hat (ez a (7) specifikáció). Ekkor a (9) strukturált alak a (10) redukált alakot értelmezi át a következő formában:

$$f(Z_t) = \alpha + \beta g(Z_t). \quad (11)$$

Ebből máris nyerünk egy tesztet arra nézve, hogy a strukturált alak mennyire jó átértelmezése a redukált alaknak: becsüljük az (8) és (10) rendszert szimultán, majd megvizsgáljuk az $f(Z_t) = \alpha + \beta g(Z_t)$ hipotézis helyességét.

A tanulmányban hasonló, ám ettől mégis jelentősen különböző megközelítést alkalmazom: ahelyett, hogy bármi konkrét feltevessel élnék a g függvényt illetően, majd a két egyenletet szimultán becsülném és egy nemlineáris túlidentifikációs tesztet végeznék (teljes információ), a következő egyenletet fogom becsülni:

$$X_t = \alpha + \beta Y_t + \tilde{\nu}_t. \quad (7B)$$

Itt persze a hibatag $\tilde{\nu}_t = \nu_t + \beta(g(Z_t) - Y_t) = \nu_t + \beta\varepsilon_t$ nem merőleges a jobboldali változóra, mint azt az $Y_t = g(Z_t) + \varepsilon_t$ összefüggés mutatja. Merőleges azonban Z_t -re, mi több, Y_t és Z_t korreláltak, tehát (7B) becsülhető Z_t -ket használva instrumentális változókként.

6.2. A túlidentifikációs teszt

A túlidentifikációs teszt azzal egyenértékű, hogy ellenőrizzük, ortogonálisak-e a reziduálisok $(X_t - \hat{\alpha} - \hat{\beta}Y_t)$ és Z_t : a nullhipotézis esetén (azaz ha az összes instrumentum helyes) a becslések konzisztensek, tehát a reziduálisok

$$\alpha - \hat{\alpha} + \nu_t + \beta E[Y_t|Z_t] - \hat{\beta}Y_t = \alpha - \hat{\alpha} + \nu_t + \beta(E[Y_t|Z_t] - Y_t) - (\hat{\beta} - \beta)Y_t$$

merőlegesek Z_t -re, hiszen $\hat{\alpha} - \alpha \rightarrow 0$, $\hat{\beta} - \beta \rightarrow 0$, $\nu_t \perp Z_t$, és $E[Y_t|Z_t] - Y_t \perp Z_t$. Az utóbbi tagból láthatjuk a piaci szereplők előrejelzésére tett racionalitási feltevés fontosságát: enélkül ugyanis az előrejelzési hiba, $\tilde{E}[Y_t|Z_t] - Y_t$, általában nem merőleges az előrejelző változókra, és a túlidentifikációt elvetjük. Akkor is elvetjük, ha a felhasznált jobb oldali változó Y_t különbözik a "valóditól", vagy nem az egyetlen változó amit a piac használ.

A korábban leírt nemlineáris teszt az egyszerű reziduális-teszttel egybeesik, ha az f és g függvények lineárisak. Ekkor az

$$X_t = \alpha' + \Gamma' Z_t + \nu_t \quad (10B)$$

$$Y_t = \alpha'' + \Gamma'' Z_t + \epsilon_t, \quad (8B)$$

lineáris redukált alakot kapom, és a strukturált alak az

$$\alpha' = \alpha + \beta\alpha'' \text{ és } \Gamma' = \beta\Gamma''. \quad (11B)$$

megkötéseket teszi. Azonban mint a fenti gondolatmenet mutatja, a reziduálisok és instrumentumok merőlegességét vizsgáló teszt a nemlineáris esetben is helyes marad: mindössze annyi linearitásra van szükség, hogy X_t lineáris legyen az Y_t feltételes várható értékében (azaz az f függvény legyen a g lineáris transzformáltja – az (11) egyenletnek megfelelően), de (8), maga az előrejelzés nem kell, hogy szintén lineáris legyen.

6.3. A strukturált alak azonosíthatósága két kockázatváltozó esetén

A három egyenlet a következő (a hibatagokat elhagyhatjuk):

$$d = \alpha_2 + \beta_2 R + \Gamma_2 Z + \delta_2 H \quad (12)$$

$$l = \alpha_3 + \beta_3 R + \Gamma_3 Z + \delta_3 H \quad (13)$$

$$s = \alpha + \beta R + \lambda_d d + \lambda_l l + \delta H. \quad (14)$$

Az első kettő már eleve redukált alakú, a harmadikat pedig így írhatjuk át:

$$\begin{aligned} s &= \underbrace{(\alpha + \lambda_d \alpha_2 + \lambda_l \alpha_3)}_{\alpha_1} + \underbrace{(\beta + \lambda_d \beta_2 + \lambda_l \beta_3)}_{\beta_1} R \\ &+ \underbrace{(\lambda_d \Gamma_2 + \lambda_l \Gamma_3)}_{\Gamma_1} Z + \underbrace{(\delta + \lambda_d \delta_2 + \lambda_l \delta_3)}_{\delta_1} H. \end{aligned} \quad (15)$$

Ha tehát becsljük a (12), (13) és (15) egyenleteket, kezünkben lesz α_2 , β_2 , Γ_2 , δ_2 , α_3 , β_3 , Γ_3 és δ_3 értéke, valamint a következő összefüggések:

$$\alpha_1 = \alpha + \lambda_d \alpha_2 + \lambda_l \alpha_3$$

$$\beta_1 = \beta + \lambda_d \beta_2 + \lambda_l \beta_3$$

$$\Gamma_{1i} = \lambda_d \Gamma_{2i} + \lambda_l \Gamma_{3i}$$

$$\delta_1 = \delta + \lambda_d \delta_2 + \lambda_l \delta_3$$

Ha Z_{it} legalább két dimenziós (általánosan: legalább annyi kizárható exogén változónk van (14)-ben mint amennyi endogén a jobb oldalán), akkor a Γ -ra vonatkozó egyenletek megadják λ_d és λ_l értékét, sőt még túl is identifikálják, majd α , β és δ a másik három paraméterből megkapható. Tehát (14) identifikálhatóságát igazoltuk.

Hivatkozások

- [1] Amihud, Y. és H. Mendelson: Liquidity, Maturity and the Yields on U.S. Treasury Securities. The Journal of Finance, Vol. XLVI. (4), 1991 szeptember, 1411-1425. oldal.
- [2] Angrist, J.D., G.W. Imbens és A.B. Krueger: Jackknife Instrumental Variables Estimation. Journal of Applied Econometrics, 1999 január-február, Vol 14(1), 56-67. oldal.
- [3] Attfield, C. L. F., D. Demery és N. W. Duck: Rational Expectations in Macroeconomics, 6. fejezet. Basil Blackwell, 1985.
- [4] Benczur, P.: Learning, Noise Traders, the Volatility and the Level of Bond Spreads. MIT doktori disszertáció, 2001, 87-122. oldal.
- [5] Benczur, P. és A. Szeidl: Liquidity in Transition Economies. Folyamatban, 2001.
- [6] Bradley, F.: Neglected Factors in the Market Pricing of Eurodollar Bonds. Journal of Portfolio Management, 1991 tél, 62-73. oldal.
- [7] Broner, F. és G. Lorenzoni: Supply of Funds, Maturity, and Spreads on Emerging Market Sovereign Bonds. MIT doktori disszertáció 2000, F. Broner.
- [8] Cantor, R. és F. Packer: Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, Vol 2(2), 1996 október.
- [9] Cumby, R. E. and T. Pastine: Emerging Market Debt: Measuring Credit Quality and Examining Relative Pricing. Journal of International Money and Finance, 2001 október, 591-609. oldal.
- [10] Edwards, S.: The Pricing of Bonds and Bank Loans in International Markets. European Economic Review, Vol 30, 1986, 565-589. oldal.

- [11] Euromoney, 1975-1988.
- [12] Fama, E. F. és K. R. French: Value versus Growth: The International Evidence. The Journal of Finance, Vol. LIII. (6), 1998 december, 1975-1999. oldal.
- [13] <http://www.stls.frb.org/fred/data/irates.html>
- [14] Grossman, S. J. és M. H. Miller: Liquidity and Market Structure. The Journal of Finance, Vol. XLIII. (3), 1988 július, 617-637. oldal.
- [15] Hirtle, B.: Default and Liquidity Risk in the Junk Bond Market. Federal Reserve Bank of New York Research Paper No. 8816, 1988 június.
- [16] International Financial Statistics CD-ROM. IMF.
- [17] Kim, J., K. Ramaswamy és S. Sundaresan: Does Default Risk in Coupons Affect the Valuation of Corporate Bonds?: A Contingent Claims Model. Financial Management, 1993 ősz, 117-131. oldal.
- [18] Lindert, P. H. és P. Morton: How Sovereign Debt has Worked. Sachs, J. (szerk.): Developing Country Debt and Economic Performance, Volume I: The International Financial System. University of Chicago Press, 1989, 107-158. oldal.
- [19] Mishkin, F. S.: A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics. The University of Chicago Press, 1983.
- [20] Moody's Bond Record, 1975-1997.
- [21] Moody's International Manual, 1975-1998.
- [22] Obstfeld, M. és K. Rogoff: Foundations of International Macroeconomics, 6. fejezet. The MIT Press, 1996.
- [23] Ozler, S.: Have Commercial Banks Ignored History? American Economic Review Vol 83 (3), 608-620. oldal.
- [24] Pástor, L. és R. F. Stambaugh: Liquidity Risk and Expected Stock Returns. NBER Working Paper # 8462, 2001.
- [25] Redding, L. S.: Negative Nominal Interest Rates and the Liquidity Premium. Economic Letters, Vol. 62 (2), 1999 február, 213-16. oldal.
- [26] Sovereign Defaults Continue To Decline In 1998. Standard and Poor's CreditWeek, 1998 augusztus 12, 1-11. oldal.
- [27] Rating Dynamics: Focus on Fundamentals. Standard and Poor's CreditWeek, 1999 május 26, 13-16. oldal.
- [28] Stone, M. R.: Are Sovereign Debt Secondary Market Returns Sensitive to Macroeconomic Fundamentals? Evidence from the Contemporary and Interwar Markets. Journal of International Money and Finance Vol. 10, 1991, 100-122. oldal.
- [29] Wickens, M. R.: The Efficient Estimation of Econometric Models with Rational Expectations. Review of Economic Studies, Vol. XLIX., 1982, 55-67. oldal.

- [30] World Debt Tables (jelenleg: Global Development Finance) CD-ROM. The World Bank.
- [31] World Development Indicators CD-ROM. The World Bank.

1. táblázat. Redukált alakbeli eredmények^a

	A bal oldali változó					
	$r - R$				vissza nem fiz. ^b	variancia ^c
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
tartalék-import hányados	-1.19 (4.27)*	-1.00 (3.26)*	0.35 (0.23)	0.09 (0.05)	-0.61 (2.32)*	-4.77 (2.41)*
export per GDP	-0.02 (2.68)*	-0.01 (2.55)*	0.05 (2.14)*	0.04 (1.82)	-0.01 (4.36)*	0.00 (0.04)
adósság per GDP	0.44 (1.03)	0.46 (1.09)	1.84 (1.53)	1.54 (1.24)	0.93 (5.53)*	-2.64 (1.31)
fiz. mérleg per GDP	-3.24 (1.64)	-2.99 (1.59)	-5.56 (3.94)*	-5.35 (3.80)*	0.73 (1.65)	-1.65 (0.44)
GDP növekedés	-2.05 (0.99)	-2.33 (1.31)	-0.73 (0.28)	-0.57 (0.21)	1.28 (1.00)	-5.54 (1.15)
egy főre eső GDP (\$1000)	0.18 (1.58)	0.17 (1.50)	0.7 (2.58)*	0.7 (2.49)*	0.1 (1.45)	0.53 (2.52)*
múltbeli fizetési gondok	-0.05 (1.41)	-0.03 (0.95)	-0.03 (1.23)	-0.06 (1.82)	0.01 (1.45)	-0.31 (2.85)*
hátralékok a régióban	1.17 (1.59)	0.76 (1.08)	-1.62 (0.79)	-0.64 (0.31)	0.67 (1.37)	7.37 (1.75)
valutaválság		0.55 (2.70)*	0.71 (4.40)*		-0.10 (1.43)	-0.45 (1.66)
referencia kamat ^d	-0.13 (2.83)*	-0.12 (2.78)*	-0.16 (2.66)*	-0.17 (2.61)*	0.03 (1.26)	0.49 (5.17)*
konstans	4.19 (1.82)	4.45 (2.15)*			-1.55 (1.02)	4.41 (0.82)
ország dummy változók	nem	nem	igen	igen	nem ^e	nem ^e
R^2	0.10	0.11	0.22	0.20	0.56	0.66

a Mindegyik egyenletet a legkisebb négyzetek módszerével becsültem. A mintaméret 266 az 1.-5. oszlopokban, és 259 a hatodik oszlopban. Minden változó éves frekvenciájú. A zárójelekben az ország-szintű klaszterezésre robusztus T statisztikák szerepelnek. A * 95%-os szignifikanciát jelöl.

b A vissza nem fizetési változó annak az indikátora, hogy a következő öt évben (a jelenlegit is beleértve) történik-e adósság-elengedés vagy átütemezés az országgal.

c A variancia változó az ország összes kötvénye kamatfelárának a következő évtől 5 évre előre mutató tapasztalati szórása.

d A referencia kamat a megfelelő valutánem hosszú távú (10 éves) államkötvény hozama.

e Az ország dummy változók hatására a fundamentumok becsült értékei igen pontatlanná, következésképpen inszignifikánssá válnak. Az R^2 értéke 0.75 illetve 0.83 lenne.

2. táblázat. A regressziók eredményei, csak vissza nem fizetési kockázat esetén^a

	A bal oldali változó: $r - R$				
	A vissza nem fizetési változó ^b				
	rel. nagyság	hátralékok is	hátralékok nélkül		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
vissza nem fizetés	10.89 (1.56)	-7.37 (0.88)	0.86 (5.61)*	0.88 (5.25)*	0.84 (2.63)*
referencia kamat ^c	-0.08 (1.50)	-0.09 (1.51)	-0.13 (2.94)*	-0.10 (3.49)*	-0.10 (2.96)*
konstans				1.60 (10.93)*	1.61 (12.17)*
ország dummy változók	jobb oldal	jobb oldal	jobb oldal	instr.	–
F stat.	szab. fok	F(1,10)	F(1,10)	F(1,10)	F(2,10)
	érték	2.27	0.79	31.56	13.86
	p-érték	0.16	0.39	0.00	0.00
a túlident. teszt p értéke ^d	0.04	0.62	0.28	0.00	0.06

a Minden becslés az instrumentális változók módszerét használja. Az instrumentumok a következő változók egyszeres késleltetései: tartalékok-import hányados, export per GDP, adósság per GDP, fiz. mérleg per GDP, GDP növekedés, egy főre jutó GDP, múltbeli fizetési nehézségek, fizetési hátralékok a térségben; valamint a referencia kamat. A megfigyelések száma 266. Minden változó éves frekvenciájú. A zárójelben az ország-szintű klaszterezésre robosztus T-statisztikák szerepelnek. A * 95%-os szignifikanciát jelöl.

b Az első oszlopban ez az indikátor az elengedett adósság per teljes adósságállomány hányadosok összege, az aktuális és az azt követő négy évben. A második oszlopban annak az indikátora, hogy a következő öt évben (a jelenlegit is beleértve) történik-e adósság-elengedés, átütemezés az országgal, vagy kerül-e fizetési hátralékba. A 3.-5. oszlop a másodikhoz hasonló, de a hátralékok nélkül.

c A referencia kamat a megfelelő valutánem hosszú távú (10 éves) államkötvény hozama.

d A túlidentifikációs teszt a reziduálisokat regresszálja a jobb oldali változókra és instrumentumokra.

3. táblázat. Fő eredmények^a

		A bal oldali változó: $r - R$					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
vissza nem fizetés ^b		0.79 (5.34)*	0.77 (4.35)*	1.29 (3.68)*	0.69 (5.36)*	0.65 (7.90)*	0.68 (8.54)*
jövőbeli válság ^c				-1.71 (1.36)			
variancia ^d					0.24 (2.21)*	0.24 (2.20)*	0.30 (2.20)*
jelenlegi válság ^e			0.75 (3.10)*	0.24 (0.49)		0.79 (3.35)*	0.77 (2.97)*
referencia kamat ^f		-0.13 (2.86)*	-0.14 (2.88)*	-0.19 (2.82)*	-0.27 (3.29)*	-0.28 (3.34)*	-0.24 (3.79)*
F stat.	szab. fok	F(1,10)	F(2,10)	F(3,10)	F(2,10)	F(3,10)	F(3,10)
	érték	28.52	11.51	31.06	15.97	33.58	28.30
	p-érték	0.00	0.08	0.00	0.00	0.00	0.00
a túlid. tesz p-értéke ^g		0.09	0.31	0.78	0.63	0.92	0.93
a megfigyelések száma		266	266	259	259	259	259

a Minden becslés az instrumentális változók módszerét használja. Az instrumentumok a következő változók egyszeres késleltetése: tartalékok-import hányados, export per GDP, adósság per GDP, fiz. mérleg per GDP, GDP növekedés, egy főre jutó GDP, múltbeli fizetési nehézségek, fizetési hátralékok a térségben; valamint egy egyidejű válság dummy és a referencia kamat. Minden változó éves frekvenciájú. A jobb oldalon ország-specifikus dummy változók is szerepelnek. A zárójelben az ország-szintű klaszterezésre robosztus T-statisztikák szerepelnek. A * 95%-os szignifikanciát jelöl.

b A vissza nem fizetési változó annak az indikátora, hogy a következő öt évben (a jelenlegit is beleértve) történik-e adósság-elengedés vagy átütemezés az országgal.

c A jövőbeli válság a következő évbéli válság indikátora.

d A variancia változó az ország összes kötvénye kamatfelárának a következő évtől 5 évre előremutató tapasztalati szórása.

e A következő események indikátora: nagy leértékelődés, illetve egy fix vagy nem teljesen szabadon lebegő árfolyamrendszer feladása.

f A referencia kamat a megfelelő valutánem hosszú távú (10 éves) államkötvény hozama.

g A túlidentifikációs teszt a reziduálisokat regresszálja a jobb oldali változókra és instrumentumokra.

MNB Füzetek / NBH Working Papers:

1995/1

SIMON András: Aggregált kereslet és kínálat, termelés és külkereskedelem a magyar gazdaságban 1990-1994

Aggregate Demand and Supply, Production and Foreign Trade in the Hungarian Economy, 1990-1994 (available only in Hungarian)

1995/2

NEMÉNYI Judit: A Magyar Nemzeti Bank devizaadósságán felhalmozódó árfolyamveszteség kérdései
Issues of Foreign Exchange Losses of the National Bank of Hungary (available only in Hungarian)

1995/3

DR. KUN János: Seignorage és az államadósság terhei
Seigniorage and the Burdens of Government Debt (available only in Hungarian)

1996/1

SIMON András: Az infláció tényezői 1990-1995-ben
Factors of Inflation, 1990-1995 (available only in Hungarian)

1996/2

NEMÉNYI Judit: A tőkebeáramlás, a makrogazdasági egyensúly és az eladósodási folyamat összefüggései a Magyar Nemzeti Bank eredményének alakulásával
The Influence of Capital Flows, Macroeconomic Balance and Indebtedness on the Profits of the National Bank of Hungary (available only in Hungarian)

1996/3

SIMON András: Sterilizáció, kamatpolitika az államháztartás és a fizetési mérleg
Sterilization, Interest Rate Policy, the Central Budget and the Balance of Payments (available only in Hungarian)

1996/4

DARVAS Zsolt: Kamatkülönbség és árfolyam-várakozások
Interest Rate Differentials and Exchange Rate Expectations (available only in Hungarian)

1996/5

VINCZE János – ZSOLDOS István: A fogyasztói árak struktúrája, szintje és alakulása Magyarországon 1991-1996-ban; Ökonometria vizsgálat a részletes fogyasztói árindex alapján
The Structure, Level and Development of Consumer Prices in Hungary, 1991-1996 – An Econometric Analysis Based on the Detailed Consumer Price Index (available only in Hungarian)

1996/6

CSERMELY Ágnes: A vállalkozások banki finanszírozása Magyarországon 1991-1994
Bank Financing of Enterprises in Hungary, 1991-1994 (available only in Hungarian)

1996/7

DR. BALASSA Ákos: A vállalkozói szektor hosszú távú finanszírozásának helyzete és fejlődési irányai
The Development of Long-term Financing of the Enterprise Sector (available only in Hungarian)

1997/1

CSERMELY Ágnes: Az inflációs célkitűzés rendszere
The Inflation Targeting Framework (available only in Hungarian)

1997/2

VINCZE János: A stabilizáció hatása az árakra, és az árak és a termelés (értékesítés) közötti összefüggésekre
The Effects of Stabilization on Prices and on Relations Between Prices and Production (Sales) (available only in Hungarian)

1997/3

BARABÁS Gyula – HAMECZ István: Tőkebeáramlás, sterilizáció és pénzmennyiség
Capital Inflow, Sterilization and the Quantity of Money

1997/4

ZSOLDOS István: A lakosság megtakarítási és portfólió döntései Magyarországon 1980-1996
Savings and Portfolio Decisions of Hungarian Households, 1980-1996 (available only in Hungarian)

1997/5

ÁRVAI Zsófia: A sterilizáció és tőkebeáramlás ökonometriai elemzése
An Econometric Analysis of Capital Inflows and Sterilization (available only in Hungarian)

1997/6

ZSOLDOS István: A lakosság Divisia-pénz tartási viselkedése Magyarországon
Characteristics of Household Divisia Money in Hungary (available only in Hungarian)

1998/1

ÁRVAI Zsófia – VINCZE János: Valuták sebezhetősége: Pénzügyi válságok a '90-es években
Vulnerability of Foreign Currency: Financial Crises in the 1990s (available only in Hungarian)

1998/2

CSAJBÓK Attila: Zéró-kupon hozamgörbe becslés jegybanki szemszögből
Zero-coupon Yield Curve Estimation from a Central Bank Perspective

1998/3

KOVÁCS Mihály András – SIMON András: A reálárfolyam összetevői
Components of the Real Exchange Rate in Hungary

1998/4

P. KISS Gábor: Az államháztartás szerepe Magyarországon
The Role of General Government in Hungary

1998/5

BARABÁS Gyula – HAMECZ István – NEMÉNYI Judit: A költségvetés finanszírozási rendszerének átalakítása és az eladósodás megfékezése; Magyarország tapasztalatai a piacgazdaság átmeneti időszakában
Fiscal Consolidation, Public Debt Containment and Disinflation; Hungary's Experience in Transition

1998/6

JAKAB M. Zoltán – SZAPÁRY György: A csúszó leértékelés tapasztalatai Magyarországon
Hungary's Experience of the Crawling Peg System (available only in Hungarian)

1998/7

TÓTH István János – VINCZE János: Magyar vállalatok árképzési gyakorlata
Pricing Behaviour of Hungarian Firms (available only in Hungarian)

1998/8

KOVÁCS Mihály András: Mit mutatnak? Különböző reálárfolyam-mutatók áttekintése és a magyar gazdaság ár- és költség-versenyképességének értékelése
The Information Content of Real Exchange Rate Indicators (available only in Hungarian)

1998/9

DARVAS Zsolt: Moderált inflációk csökkentése; Összehasonlító vizsgálat a nyolcvanas-kilencvenes évek dezinflációit kísérő folyamatokról
Moderate Inflation: a Comparative Study (available only in Hungarian)

1998/10

ÁRVAI Zsófia: A piaci és kereskedelmi banki kamatok közötti transzmisszió 1992 és 1998 között
The Interest Rate Transmission Mechanism between Market and Commercial Bank Rates

1998/11

P. KISS Gábor: A költségvetés tervezése és a fiskális átláthatóság aktuális problémái
Topical Issues of Fiscal Transparency and Budgeting (available only in Hungarian)

1998/12

JAKAB M. Zoltán: A valutakosár megválasztásának szempontjai Magyarországon
Deriving an Optimal Currency Basket for Hungary (available only in Hungarian)

1999/1

CSERMELY Ágnes – VINCZE János: Leverage and foreign ownership in Hungary
Tőkeáttétel és külföldi tulajdon (csak angol nyelven)

1999/2

TÓTH Áron: Kísérlet a hatékonyság empirikus elemzésére a magyar bankrendszerben
An Empirical Analysis of Efficiency in the Hungarian Banking System (available only in Hungarian)

1999/3

DARVAS Zsolt – SIMON András: A növekedés makrogazdasági feltételei; Gazdaságpolitikai alternatívák
Capital Stock and Economic Development in Hungary

1999/4

LIELI Róbert: Idősormodelleken alapuló inflációs előrejelzések; Egyváltozós módszerek
Inflation Forecasting Based on Series Models. Single-Variable Methods (available only in Hungarian)

1999/5

FERENCZI Barnabás: A hazai munkaerőpiaci folyamatok Jegybanki szemszögből – Stilizált tények
Labour Market Developments in Hungary from a Central Bank Perspective – Stylized Facts

1999/6

JAKAB M. Zoltán – KOVÁCS Mihály András: A reálárfolyam-ingadozások főbb meghatározói Magyarországon
Determinants of Real-Exchange Rate Fluctuations in Hungary

1999/7

CSAJBÓK Attila: Information in T-bill Auction Bid Distributions
Az aukciós kincstárjegyhozamok információs tartalma (csak angol nyelven)

1999/8

BENCZÜR Péter: A magyar nyugdíjrendszerben rejlő implicit államadósság-állomány változásának becslése
Changes in the Implicit Debt Burden of the Hungarian Social Security System

1999/9

VÍGH-MIKLE Szabolcs – ZSÁMBOKI Balázs: A bankrendszer mérlegének denominációs összetétele 1991-1998 között
Denomination Structure of the Balance Sheet of the Hungarian Banking Sector, 1991-1998 (available only in Hungarian)

1999/10

DARVAS Zsolt – SZAPÁRY György: A nemzetközi pénzügyi válságok tovaterjedése különböző árfolyamrendszerekben
Financial Contagion under Different Exchange Rate Regimes

1999/11

OSZLAY András: Elméletek és tények a külföldi működőtőke-befektetésekről
Theories and Facts about Foreign Direct Investment in Hungary (available only in Hungarian)

2000/1

JAKAB M. Zoltán – KOVÁCS Mihály András – OSZLAY András: Hová tart a külkereskedelmi integráció? Becslések három kelet-közép-európai ország egyensúlyi külkereskedelmére
How Far has Trade Integration Advanced? An Analysis of Actual and Potential Trade by Three Central and Eastern European Countries

2000/2

VALKOVSKY Sándor – VINCZE János: Estimates of and Problems with Core Inflation in Hungary
A maginfláció becslése és problémái (csak angol nyelven)

2000/3

VALKOVSKY Sándor: A magyar lakáspiac helyzete
Situation of the Hungarian Housing Market (available only in Hungarian)

2000/4

JAKAB M. Zoltán – KOVÁCS Mihály András – LÖRINCZ Szabolcs: Az export előrejelzése ökonometriai módszerekkel
Forecasting Hungarian Export Volume

2000/5

FERENCZI Barnabás – VALKOVSKY Sándor – VINCZE János: Mire jó a fogyasztói-ár statisztika?
What are Consumer Price Statistics Good for?

2000/6

ÁRVAI Zsófia – VINCZE János: Financial Crises in Transition Countries: Models and Facts
Pénzügyi válságok átmeneti gazdaságokban: modellek és tények (csak angol nyelven)

2000/7

György SZAPÁRY: Maastricht and the Choice of Exchange Rate Regime in Transition Countries during the Run-Up to EMU

Maastricht és az árfolyamrendszer megválasztása az átmeneti gazdaságokban az EMU csatlakozást megelőzően (csak angol nyelven)

2000/8

ÁRVAI Zsófia – MENCZEL Péter: A magyar háztartások megtakarításai 1995 és 2000 között

Savings of Hungarian Households, 1995-2000

2000/9

SIMON András – DARVAS Zsolt: A potenciális kibocsátás becslése a gazdaság nyitottságának felhasználásával

Potential Output and Foreign Trade in Small Open Economies

2001/1

SIMON András – VÁRPALOTAI Viktor: Eladósodás, kockázat és óvatosság

Optimal Indebtedness of a Small Open Economy with Precautionary Behavior

2001/2

Tóth István János - Árvai Zsófia: Likviditási korlát és fogyasztói türelmetlenség

Liquidity constraints and consumer impatience

2001/3

Sándor Valkovszky – János Vincze: On Price Level Stability, Real Interest Rates and Core Inflation

Árszintstabilitás, reálkamat és maginfláció (csak angol nyelven)

2001/4

János Vincze: Financial Stability, Monetary Policy and Integration: Policy Choices for Transition Economies

Pénzügyi stabilitás, monetáris politika, integráció: az átmeneti gazdaságok előtt álló választási lehetőségek (csak angol nyelven)

2001/5

György Szapáry: Banking Sector Reform in Hungary: Lessons Learned, Current Trends and Prospects

A bankrendszer reformja Magyarországon: tanulságok, aktuális folyamatok és kilátások (csak angol nyelven)

2002/1

Tóth István János: Vállalati és lakossági konjunktúra felmérések Magyarországon

Cyclical Surveys of the Hungarian Corporate and Household Sectors (csak magyar nyelven)

2002/2

Benczúr Péter: A szuverén kötvényekben rejlő kockázatok azonosítása

Identifying Sovereign Bond Risks (csak magyar nyelven)